

分类号 C8/279  
U D C \_\_\_\_\_

密级 公开  
编号 10741



# 硕士学位论文

(专业学位)

论文题目 互联网使用对居民消费的影响—基于  
CFPS2018 年数据的实证分析

研究生姓名: 李文星

指导教师姓名、职称: 韩君 教授 ; 张爱宁 副教授

学科、专业名称: 统计学 应用统计硕士

研究方向: 市场研究

提交日期: 2021 年 6 月 6 日

## 独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已在论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名：李白雪 签字日期：2021年6月6日

导师签名：张俊宁 签字日期：2021年6月6日

导师(校外)签名：张俊宁 签字日期：2021年6月6日

## 关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分内容。

学位论文作者签名：李白雪 签字日期：2021年6月6日

导师签名：张俊宁 签字日期：2021年6月6日

导师(校外)签名：张俊宁 签字日期：2021年6月6日

# **The Impact of Internet Use on Household Consumption -- An Empirical Analysis Based on CFPS Data 2018**

**Candidate: Li Wenxing**

**Supervisor: Han Jun**

## 摘 要

互联网技术的普及和发展为中国的经济提供了健康、稳定和快速发展的驱动力,同时在推动居民消费等各个领域发挥着重要的作用。在商品信息的传播方面,互联网的出现使居民可获取到更多关于商品消费的资料,使得更多的消费途径能够被社会大众理解并且接受,互联网的出现改变了居民消费模式;电子商务是一种新型的商业经营模式,互联网商务是电子商务活动中的组成成分之一,也是现代化的信息技术手段,新的消费模式打破了居民固有的消费习惯,在提高了当地居民消费效率的同时,增强了对于商品的消费要求。本文首先对 CFPS2018 年数据进行初步的分析,然后对互联网使用对居民消费的影响进行深入的研究,对互联网与居民消费这一方面的文献补充起到了重要的作用。

文章首先通过梳理国内外相关文献得出互联网使用对居民消费有着非常重要的影响,介绍了本文的主要内容和研究方法,定义了互联网使用、居民消费变量的概念,以及 2018 年的居民消费与互联网的发展现状,在此基础上对 2018 年居民消费、互联网使用、户口类型、婚姻状况与对互联网的重视程度等变量采用描述性统计、列联表分析、卡方检验等统计方法探讨这些变量之间的关系。其次研究互联网使用对居民消费的影响,通过分析互联网使用对居民消费的影响机制,为后面的实证部分奠定基础,基准回归模型表明:互联网使用可以提高居民消费,对居民消费的影响是正向的。选用家庭平均对互联网的态度作为工具变量,用 2SLS 解决了互联网使用可能存在的内生性问题。最后分析互联网使用对居民消费的异质性,使用分位数回归法分析互联网使用对居民消费层次和居民消费类型的影响,使用基准回归探索互联网使用对不同地区、不同收入阶层的影响、经济发展程度不同地区的影响。研究结果表明:分位数从 10%等间距增加到 70%分位点的时候,互联网使用的回归系数表现为:先下降后缓慢上升的趋势,说明互联网使用对居民消费的条件分布的两端影响小于对中间部分的影响;使用互联网对农村和城镇地区的居民家庭消费均有显著的促进作用,互联网使用在农村地区对居民消费的影响大于城镇地区;与低收入阶层相比,互联网使用对高收入阶层的影响更为明显;对与经济发达的地区,人口是经济发展的资本,人口的增加可以促进经济的发展,而对于经济欠发达的地区,人口的增加在一定的程度上限制经

济的发展，对经济的发展起到了阻碍作用。

**关键词：**互联网 居民消费 2SLS 分位数回归 消费结构

## Abstract

The popularity and development of Internet technology has provided a healthy, stable and rapid driving force for China's economy, At the same time in the promotion of consumer consumption and other areas have played an important role .With regard to the dissemination of commodity information, the emergence of the Internet has made it possible for residents to obtain more information on commodity consumption,making more consumption channels understood and accepted by the public. The emergence of the Internet has changed the consumption pattern of residents. E-commerce is a new type of business model, Internet commerce is one of the components of e-commerce activities is also a modern information technology,the new consumption patterns to break the inherent consumption habit,at the same time of improving the efficiency of the local residents' consumption,and enhances the consumer demand for goods. Based on this,this paper first conducts a preliminary analysis of CFPS2018 data, Then the impact of Internet use on residents' consumption is deeply studied, which plays an important role in supplementing the literature on Internet and residential consumption.

This paper firstly concludes that Internet use has a very important impact on residents' consumption by combing relevant literature at home and abroad, and introduces the main content and research methods of this paper. Defines the concept of Internet use and consumer variables, as well

as the status of residents' consumption and the development of the Internet in 2018, on the basis of the residents' consumption in 2018, the types of Internet use, registered permanent residence, marital status and the degree of attention to the Internet and other variables by means of Statistical methods such as descriptive statistics, list analysis, chi-square test and so on explore the relationship between these variables .Secondly,it studies the influence of Internet use on residential consumption. By analyzing the influence mechanism of Internet use on residential consumption,it lays the foundation for the following empirical part. The benchmark regression model shows that Internet use can improve residential consumption and has a positive impact on residential consumption. By using the average attitude of the family to the Internet as the tool variable, the possible endogenous problem of Internet use is solved by 2SLS.Finally,The heterogeneity of Internet use on residents' consumption, and the influence of Internet use on residents' consumption level and consumption type by quantile regression method ,The baseline regression method was used to observe the influence of Internet use on different regions, different income classes and regions with different levels of economic development. The results show that when the quantile increases from 10% to 70%, the regression coefficient of Internet use shows a trend of decreasing first and then rising slowly, which indicates that the influence of Internet use on the two ends of conditional distribution of residents' consumption is less than

that on the middle part. The use of the Internet has a significant effect on household consumption in rural and urban areas, and the impact of Internet use on household consumption in rural areas is greater than that in urban areas. Compared with low-income groups, the impact of Internet use on high-income groups is more obvious; For economically developed areas, population is the capital of economic development, and the increase of population can promote economic development, while for economically underdeveloped areas, the increase of population restricts and hinders economic development to a certain extent.

**Keywords:** Internet; Household consumption; 2SLS; Quantile regression; The consumption structure

# 目 录

<b>1 绪论</b> .....	1
1.1 选题背景及研究意义.....	1
1.1.1 选题背景.....	1
1.1.2 研究意义.....	2
1.2 国内外发展现状.....	3
1.2.1 国内外研究内容.....	3
1.2.2 文献述评.....	5
1.3 主要研究内容和研究方法.....	6
1.3.1 研究内容.....	6
1.3.2 研究方法.....	7
1.4 文章的创新与不足.....	7
<b>2 互联网使用与居民消费的分析</b> .....	9
2.1 基本概念与发展现状.....	9
2.1.1 核心概念界定.....	9
2.1.2 互联网使用与居民消费的发展现状.....	9
2.2 数据来源.....	16
2.3 有效样本的基本特征.....	16
2.4 列联表分析.....	19
2.4.1 性别/户口类型/婚姻状况与互联网列联表分析.....	19
2.4.2 家庭规模与互联网列联表分析.....	23
2.4.3 最高学历与互联网列联表分析.....	26
2.5 居民消费的相关性分析.....	28
<b>3 互联网使用对居民消费的影响</b> .....	30
3.1 互联网使用对居民消费的影响机制分析.....	30
3.2 计量模型设定.....	30

3.3 变量选取与数据说明.....	31
3.4 实证结果分析.....	32
3.4.1 基准回归.....	33
3.4.2 工具变量回归.....	35
<b>4 互联网使用对居民消费的异质性分析 .....</b>	<b>39</b>
4.1 互联网使用对居民消费层次和居民消费类型的影响.....	39
4.2 互联网使用对不同地区、不同收入阶层的影响.....	42
4.3 互联网使用对经济发展程度不同地区的影响.....	44
<b>5 研究结论与启示 .....</b>	<b>46</b>
5.1 研究结论.....	46
5.2 研究启示.....	47
<b>参考文献 .....</b>	<b>49</b>
<b>后记 .....</b>	<b>52</b>

# 1 绪论

改革开放以来,中国的经济取得了较快的增长,但居民消费水平远远低于国外和世界平均水平,结合国内外的国际情况,可以看出推广、扩大居民消费已经是我国扩大内需规模的首选途径,自 20 世纪 90 年代移动互联网技术兴起以来,信息化的技术已经得到很大程度的发展和提高,通过政府制定的一系列推动互联网信息化发展的战略,可以看出移动互联网与中国人民的日常生活之间已经存在着密切的联系,结合互联网与中国人民消费的发展现状,实现移动互联网与实体经济的有效融合是迫切且必要的。

## 1.1 选题背景及研究意义

当前,由于我国的经济正进入经济高质量增长发展的新时期,在此过程中,消费正扮演着推动我国经济持续健康快速发展稳定动力的重要角色。随着现代互联网科学和技术的进步与发展,以互联网作为消费媒介的互联网络生产和消费逐渐发展成为一种普遍性的生产和消费方式,不仅改变了传统的生产和消费模式,还扩大了生产和消费的空间,不仅能够起到优化生产和消费结构,也是形成了促进经济增长的渠道,不仅改变了传统的消费方式,还拓展了消费的时空,不仅可以起到优化消费结构,也形成了促进经济发展的重要方式。

### 1.1.1 选题背景

自 1978 年以来,中国经济依靠消费、投资和出口的拉动取得了快速的发展,主要表现为人民生活水平的提高。近年来,中国经济经历了从高速发展转变为中高速增长,以及当前高质量发展新常态。在经济发展的新常态下,增加消费对实现我国经济高质量发展也有重要的推动作用。在影响家庭消费众多因素中,互联网是比较核心的影响因素,起着不可忽视的作用。利用互联网快速传播信息的功能,人们可以通过在互联网上了解到更多的消费信息,改变消费习惯;互联网本身提供了新的消费方式,如网购等,使得人们除了选择市场之外,还有其他的消费空间,同时为人们的消费提供了更加便捷的条件。

二十世纪末以来,信息技术发展的同时也带动了互联网产业,也实现了互联网产业的快速发展,网民人数的日益增长是最有说服力的证据。通过查阅网络发展的相关报告,中国互联网网民规模截至 2018 年底达到 8.3 亿人左右。消费革命作为互联网发展众多革命中的之一,对传统服务经济理论提出挑战,也对经济社会发展产生了较大的影响(Harris, R., 1998; 汪小涓, 2017)。互联网被认为是世界经济第五次 Kondratieff Cycle 的标志(Evgeniya Yushkova, 2014),有学者认为,消费作为最基础的经济社会活动,与居民生活有着密切的联系(王小华等, 2015)。利用省级面板数据结合空间计量模型得出,互联网的使用从整体上降低了人均耗能,并提出相应的节能减排建议(王子敏等, 2016)。据初步统计,2017 年间我国线上市场购物和网络消费者活动总人数高于日本和欧洲,是美国的 2.6 倍,国际平均消费水准的 9.4 倍;通过网络购物消费在拉动我国市场的网上零售商业产品市场销量和网上商业产品价格交易总额规模达到最高的时候,超过国际平均消费水准的 18.7 倍。通过市场数据和统计资料分析表明,中国的电子消费市场正在进行一种高度的商业数字化,不管是消费用户群体量还是市场消费规模,在当今全世界中都占很大的比例,数字化在促进消费市场转型升级中起着关键性作用。

### 1.1.2 研究意义

互联网使人们的消费方式发生了根本的变化。信息化、数字化等已经是社会发展的重要趋势,互联网与社会各领域深度融合,在改变居民生活方式方面发挥着重要作用。尽管目前关于消费的研究有很多,其中研究互联网使用对居民消费的文献很有限,本文利用具有广泛代表性的微观数据库,中国家庭追踪调查(CFPS)数据对互联网使用与居民消费之间的关系进行研究,从不同的角度探索互联网使用消费的影响。

理论方面:目前关于消费的经济学研究有很多,其中研究互联网使用对居民消费的影响的文献比较有限,本文利用最新 CFPS2018 数据其进行研究,并深入探讨互联网使用对居民消费的异质性,力图对现有文献做出有益的补充。

现实方面:居民消费一直是学者们关注的重要领域,随着互联网经济的发展以及消费方式的变革,互联网与消费之间更多表现为交叉融合式的发展,本文通过使用基准回归解决了互联网使用与居民消费之间的因果关系、工具变量回归处理了互联网使用存在的内生性问题、QR 法分析了互联网使用在不同的消费层次、消费类型上的变化特征,

通过进一步使用基准回归研究互联网的使用在经济发展程度不同的地区、乡村与城镇之间的消费有不同的侧重点。

## 1.2 国内外发展现状

关于互联网、居民消费的研究，一直是经济学领域重点关注的问题。现阶段国内外关于单独研究互联网使用、居民消费的文献比较多，但研究互联网使用对居民消费影响的文献比较有限。

### 1.2.1 国内外研究内容

文献综述部分分三部分来罗列：第一部分：关于消费的研究；第二部分关于互联网发展的影响；第三部分：关于互联网使用与居民消费的研究。

关于消费的研究。消费作为国民总收入的重要来源，一直发挥着不可或缺的作用(白重恩等, 2012; 李涛等, 2014)，消费一直是经济学领域研究的重要课题，通过查阅这一领域的文献发现，目前关于消费的研究大致可以分为两个方面：一类是消费本身，主要研究消费结构的分解、消费的地区差异等。1989—2009 年 CHNS 数据的研究结果表明，消费不平等与收入不平等之间不相等，前者一直大于后者，表现为消费不平等一直下降，而收入不平等却不断上升，且后者是前者变化的最重要因素(邹红等, 2013)。有学者研究发现居民消费水平除了受收入和价格水平的影响外，还会受人口增长和政府相关政策的影响(James A. Chalfant etc., 1998)。2000—2012 年中国居民部门消费率的波动是由 GDP 中居民部门可支配收入占比、居民部门平均消费倾向的共同作用产生的，且 2000 年以来中国居民部门消费率的结构性变迁，表现为下降-波动-上升的形式，可能意味着中国已进入一种新经济状态(段先盛, 2015)。部分学者认为，政府促进消费的方式有很多，不仅在政策上倾向于农村和中西部地区，也着力推进消费金融的大力发展(韩立岩等, 2012)。另一类则以消费作为因变量，在研究文献方面与前一类相比，这一类别的研究就比较多了，如健康状况包含的健康风险信息对家庭消费的影响，发现除户主外的健康感受差的成员、老年成员是健康风险对家庭消费的影响的主要来源(何兴强等, 2015)。研究家庭金融微观调查中的部分数据，发现家庭房屋价值、金融资产等对消费有影响，研究结果表明：是否拥有自有住房、金融资产规模等对家庭消费均有显著影响(张

大永等, 2012)。由于不同类型资产的流动性存在差异, 在家庭消费行为方面的影响是不同的(Christopher A. Pissarides, 1978)。有学者在分析了 14 个新兴国家财富与消费之间的关系时, 发现近年来, 亚洲国家房屋财富效应是增加的(Tuomas A. Peltonen, etc., 2012)。城镇化也是影响居民消费率的重要因素, 发现城镇化在消费率水平中表现为双刃剑, 表现为推动城市消费率的增长, 也会阻碍消费率增长(雷潇雨等, 2014)。

关于互联网发展的影响。互联网的应用与普及对社会产生了众多影响, 不仅提高了工业生产率水平, 在经济的持续增长、人们的生活习惯和行为方式方面也带来了极大的变化。部分学者的研究结果表明: 从宏观角度来看, 互联网影响经济增长、国际贸易、和金融发展等(施炳展, 2016), 从微观角度来看, 改变了居民的就业方式、消费决策、投资决策和幸福感等(刘宏等, 2017)。第三次科技革命以来, 网络通讯技术飞速发展, 渗透到居民生活的各个方面, 互联网经济是凭借网络平台, 产生的一系列经济活动, 除了活动本身还包括携带的如物流服务、支付方式等配套服务, 生活中应用最直接的方式就是通过电子商务进行的各种消费活动(杜海涛, 2018)。有国外学者研究发现, 互联网在促进各国经济增长方面, 已经成为发展的重要动力引擎(Nina Czernich et al, 2011)。互联网不仅可以改变人们的生活习惯, 也对行为方式产生了影响(Md. Shahiduzzaman, 2014)。部分学者对电子商务背景下、传统商业环境下消费者的行为表现做了回顾(黎志成等, 2002)。有学者用变形的道格拉斯函数探索电子商务与经济增长之间的关系时, 发现前者对后者的发展有促进作用(杨坚争等, 2011)。存在对传统市场的替代的现象, 居民消费规模与电子商务市场发展呈现 U 型关联。结合省级面板数据、拓展的 AIDS 模型, 实证分析了互联网发展引发的消费效应在不同层面存在的异质性, 研究发现: 互联网的拉动作用对城市居民消费水平影响更大, 发展性消费、生存性消费、享受性消费受到互联网影响程度均不相同(向玉冰, 2018)。使用省级面板数据、中国综合社会调查数据, 得出互联网普及这一变量在降低城乡居民消费差距方面是显著的(程名望等, 2019)。2017 年对甘肃省 15 个贫困村的调查数据进行分析, 得出互联网使用可以通过降低教育成本(张永丽等, 2019)。根据电子商务与经济增长理论, 并对二者的关系进行分析, 提出针对电子商务发展的对策建议(范玉贞等, 2010)。分析 1998—2012 年世界互联网网民的影响因素时, 选取网民规模、网民普及率指标, 并且指出了影响网民规模涉及的两个层次(孙中伟等, 2015)。

关于互联网使用与居民消费的研究。第一：互联网对消费总量和家庭消费水平的影响。已有研究表明，互联网可以提高农村居民的收入，进一步提高居民消费水平(周冬，2016)。基于 CFPS2016 年的微观数据，探讨互联网使用对农村居民消费结构影响，结果表明：对生存型消费影响比较大，对发展与享受型几乎没有影响(贺达等，2018)。由于电子商务具有的优势，互联网的替代对提高消费总体水平有待进一步验证(黎志成等，2002)。互联网发展的初期、成长期分别以不同的形式影响消费总量(方福前等，2015)。运用从我国 2004 年以来，10 年的省际面板数据，分析了信息技术应用与消费增长的关系，发现中西部地区的消费者从中获益更多，研究结论对互联网的发展具有重要的政策含义(黄卫东等，2016)。基于 CFPS2018 年数据，采用中介效应模型，研究互联网使用、社会互动对居民消费行为的影响，结果表明：二者可以有效促进居民消费(郑博强，2021)。

第二：互联网对消费结构的影响。互联网通过市场价格影响消费结构。基于 1999-2012 年的月度微观价格监控数据，发现对于价格高于一定水平的商品，消费者搜寻效率的提高会降低商品的均衡价格(刘浦阳等，2017)。使用中国社会状况综合调查数据，但对于互联网技能是否可以实现农村居民释放消费潜力、优化消费结构仍缺乏系统的研究，(祝仲坤等，2017)。互联网发展改变了农村居民消费结构，东、中、西部地区消费强度也不同(刘湖等，2016)。

第三：互联网与消费升级。(1)消费升级在需求侧可以实现。互联网对传统的消费者行为产生影响是通过改变行为决策这一渠道实现的(Peter R. Dickson, 2000; Marios Koufaris, 2002)。(2)供给侧可以实现消费升级(McGuire, T., etc, 2012)。大数据等信息技术的应用可以在企业层面发挥作用，如推动企业产业转型升级、挖掘新的消费领域等(尹世杰，2007)。有研究表明互联网通过在需求侧和供给侧实现互动、精准匹配，实现消费升级(王茜，2016)。(3)互联网提供消费对象、迎合消费方式、更新换代渠道，可以通过产品、服务和渠道促进消费升级(World bank, 2016; 牡丹清，2017)。

### 1.2.2 文献述评

综上所述，目前学者们对互联网使用与居民消费关系的研究已经相对成熟，但也存在不足和需要完善的地方。在研究方法上，主要采用 PSM 方法、最小二乘回归法等计量经济的方法。工具变量选择方面，使用的工具变量主要有三类，家庭成员对互联网态度的平均值、家庭对互联网的重视程度以及“家庭是否有智能手机”和“农村宽带覆

盖率”作为家庭是否使用互联网的工具变量，本文采用 CFPS 数据分析使用互联网对家庭消费的影响，选取家庭成员对互联网态度的平均值作为工具变量(杨光等，2018)，解决互联网使用可能存在的内生性问题。在研究问题数据的对比上，有的学者采用一年的数据，也有学者采用两年对比，很少有学者将目前现有的 CFPS 数据进行对比探讨。

## 1.3 主要研究内容和研究方法

### 1.3.1 研究内容

目前国内外学者运用定性分析、定量分析方法对居民消费与互联网使用进行了大量的研究，但针对 2018 年 CFPS 数据分析互联网使用对居民消费影响的研究较少，本文首先对互联网使用与居民消费概念进行界定；接着利用 2018 年居民家庭消费的数据绘制各种图分析居民消费的变化；然后采用《中国互联网络发展状况统计报告》分析 2018 年互联网发展各个方面的变化；采用计量模型分析互联网使用对居民消费的影响。最后，根据实证分析得到相关启示，具体研究内容分为以下几部分：

第一部分是绪论。主要介绍本文的背景，分析研究互联网使用对居民消费影响的理论意义及现实意义，并整理互联网使用、居民消费的相关文献，介绍本文主要研究内容和方法。

第二部分是互联网使用与居民消费的分析。包括两方面的内容，一方面，阐述基本概念与发展现状，对本文的两个核心变量互联网使用、居民消费进行定义，采用 CFPS2018 年的总消费支出数据来分析居民消费的现状，采用《中国互联网络发展状况统计报告》描述 2018 上、下半年互联网的发展现状。另一方面分析 2018 年互联网使用与居民消费，对有效样本基本统计量进行描述统计、利用列联表来说明性别、户口类型等与互联网使用之间的相关关系，并通过卡方检验进一步证实这些变量之间的关系。

第三部分是互联网使用对居民消费的影响。首先分析了互联网使用对居民消费的影响机制，然后介绍了计量模型以及描述了模型中需要的变量，接着是实证结果分析，其中包括基准回归模型，该模型表明：互联网使用对居民消费的影响是显著正相关，并逐步分析了互联网使用、家庭人均收入、性别、健康状况等控制变量对居民消费在不同显著性水平下的影响，选用家庭平均对互联网的态度作为工具变量，用 2SLS 解决了互联

网使用可能存在的内生性问题。

第四部分是互联网使用对居民消费的异质性分析。使用分位数回归法分析互联网使用对居民消费层次和居民消费类型的影响，使用基准回归观察互联网使用对不同地区、不同收入阶层的影响、互联网使用对经济发展程度不同地区的影响。

第五部分是全文的总结。根据全文的实证分析，得出得出相应的研究结论和启示。

### 1.3.2 研究方法

#### (1) 文献分析法

居民消费、互联网使用是本文研究的核心内容，无论是变量的选择，还是方法的选择，都与互联网使用与居民消费是密切相关的。本文在掌握前人大量的研究成果的基础上，对互联网使用与居民消费的相关理论、研究方法进行归纳和总结。

#### (2) 基准回归

研究变量(两种或两种以上)之间关系的一种统计分析方法。本文利用基准回归考察了互联网使用与居民消费之间的关系，描述了互联网、性别、户口状况等一系列控制变量对居民消费影响的估计结果。

#### (3) 两阶段工具变量回归

两阶段的工具变量回归方法目的主要在于通过分析隐变量之间的交互作用，对变量分布不作任何限制 2SLS 所提供的两阶段工具变量线性化组合方法是所有的线性化组合中最先进有效的，此种方法核心部分就是对工具变量的选择，需要同时满足相关性和外生性。本文利用此方法解决互联网使用中可能会出现内生性问题。

#### (4) 分位数回归

分位数回归(QR)是 Koenker 和 Bassett 在 1978 年提出的，与 OLS 参数估计结果相比，此方法得出的结果更加稳健。在分析互联网使用对消费层次、消费类型的分布规律时用到了此方法。

## 1.4 文章的创新与不足

文章的创新点：1.思路上，与之前的研究相比，本文研究将 30 个省、市、自治区进行分类，研究地区之间的差异；2.数据使用上，现有文献大多采用的是 2018 年之前的数

据, 本文采用 CFPS 最新数据, 即 2018 年的数据来分析互联网使用对居民消费的影响。

文章的不足: 为解决互联网使用可能存在的内生性问题, 本文使用之前学者提到过的家庭平均对互联网的态度, 未能找到新的工具变量。

## 2 互联网使用与居民消费的分析

本章首先对《中国互联网络发展状况统计报告》中的数据，通过描述性统计对互联网的整体使用情况做一个初步的了解；然后对 CFPS2018 年微观数据采用统计分析方法，如列联表分析、卡方检验等初步探索性别、户口状况、婚姻类型、家庭规模和最高学历与是否移动上网之间是否存在相关性。

### 2.1 基本概念与发展现状

#### 2.1.1 核心概念界定

互联网使用的界定：在 CFPS 调查问卷里，由于 2012 年问卷没有涉及到互联网使用，因此对比 2010 年、2014 年、2016 年和 2018 年调查问卷发现关于互联网使用的问题有两个，第一个是在家户支出模块的关于家庭各项支出的问题：“上个月，家庭通信支出/邮电通讯费”，其中通信支出指用于电话、手机等费用，因此，2010、2014、2016 和 2018 年的调查问卷中涉及到互联网使用的问题还包括其他的费用，所以不能准确衡量互联网使用的情况；第二个是网络模块中的问题：“你/您”是否使用移动设备，比如手机、平板上网？综合考虑后，选用第二个问题衡量互联网的使用，用家庭是否使用互联网作为核心解释变量。

居民消费的定义：CFPS 数据库在关于家庭经济的调查问卷中，按照《中国统计年鉴》里对我国家庭消费性支出的分类标准，将居民消费性支出主要分为八种。在一些学者的相关研究里，将能够满足现代社会人们基本的生存和发展所需要的消费如食品、衣着、居住都归为生存型的消费，将其余的消费类型则归为发展与享受型的消费(李晓楠等，2013；潘敏等，2018)，本文将八种消费支出之和作为核心被解释变量。

#### 2.1.2 互联网使用与居民消费的发展现状

本文互联网使用与居民消费的理论基础主要包括两部分的内容。1)：利用中国家庭追踪调查(CFPS)大型微观数据库 2018 年数据绘制出居民家庭消费柱形图，并进行相应的描述；2)：选取我国网民规模、互联网普及率等指标基础上，综合《中国互联网络发

展状况统计报告》发布的数据，对互联网的使用情况进行初步的了解。

下面使用 CFPS2018 年数据来分析 30 个省份居民消费的分布情况。

如图 2.1 所示，使用 2018 年 30 个省份 11947 条有效数据描述居民消费的分布，条形图中的数据是对居民消费取对数后的值。从 2018 年 30 个省份居民消费的条形图可以看出，辽宁省是居民消费最多的省份，有效数据总共有 782 条，居民消费的最大值是 50.85，均值是 6.57，总消费支出 5135.29 元/年，其次是山东省，总共有 408 条有效记录，消费累计 4275.19 元/年，居民消费的最大值是 142.15，均值是 10.48，几乎是辽宁省居民消费最大值的近 3 倍；上海市有效记录共 739 条，与辽宁省的差不多，居民消费的最大值 57.88 与辽宁省的很接近，739 条消费数据围绕 5.29 上下波动，居民消费的最小值 0.11，比辽宁省和山东省的最小值都要大，居民消费累计 3912.0 元/年，上海地区以商品实物性消费为主的各类商品消费总量增长较为缓慢，而以服务型消费为主的各种服务类商品消费总量却在不断上升，成为拉动上海地区经济发展的动力；由于宁夏、青海和重庆有效记录较少，因此平均值比较小，分别是 2.18、4.47 和 3.30。下面对引起这 6 个省份居民消费支出及变化原因进行描述。

辽宁 2018 年常住居民消费价格比上年上涨了 2.5%，衣着类和生活用品及服务类价格上涨率之和基本接近居住类价格上涨率的一半，相应支出也在增长，全年移动互联网介入流量比上年增长 1.2 倍；山东省在 2018 年里经济发展比较缓慢，但始终朝着增加的方向发展，全省 GDP 76469.7 亿元，比上年增长 6.4%，就业保持良好的态势，互联网宽带接入用户新增 296.1 万户；对于上海市，2018 年从 GDP 的角度来看，比上年增长 6.6%，居民可支配收入有所提高，随着就业率和可支配收入的上升，居民收入提高，消费支出也就会增大；对于宁夏，2018 年消费市场规模不断扩大，消费活力大幅度提升，互联网的发展可以激发居民消费潜力；2018 年青海城镇常住居民人均可支配收入、人均生活消费支出分别增长了 8.0%、7.1%，二者的增长与互联网的发展有密切的关系，2018 年与之前相比全市居民人均消费支出水平、人均可支配收入均有所提升，即人均可支配收入的增强的同时消费支出也发生了相应的调整。

从图 2.1 可以看出，居民家庭总消费的条形图了解到，2018 年居民总消费的总支出中，变化最大的是辽宁省，2018 年的居民消费总支出达到了 17953.99 万元/年，经济发展于人们生活水平的改善几乎是同步进行，相应的居民家庭消费也在增加，在考虑了较

多变量的基础上，2018 年涉及到了 30 个省份，居民消费的有效数据是 11947 条，由于 CFPS 问卷从 2010 年开始，调查问卷的问题一直在完善，用来研究互联网使用对居民家庭消费的影响有代表性，有很好的研究价值。山东省 2018 年的居民消费总支出时 8032.02 万元/年，说明参与调查居民的生活条件在改善，居民家庭消费水平的提高与家庭收入有密切的关系，在家庭经济调查问卷中，农户农业收入、工资性收入等是居民家庭收入的主要来源，还有农户资产中将房屋出租，收取房租获得收入，也是为家庭经济来源的一个方面。随着互联网普及率的提高，居民通过在网上进行商业活动获得收入，充分发挥了使用互联网的这一优势，有的地区互联网普及的范围广，受惠的人群多，经济发展的更好、更快，可能导致这一地区的居民消费水平较高，如北京、广东、河北等；有些地区经济发展比较缓慢，由于地区自身的条件限制，导致互联网的普及比较晚，进而经济发展比较落后，这与居民消费水平的高低有很大的关系，如甘肃、贵州、内蒙古等地区。因此，在经济趋于数字化、信息化背景下，互联网在生活中发挥着很重要的作用。

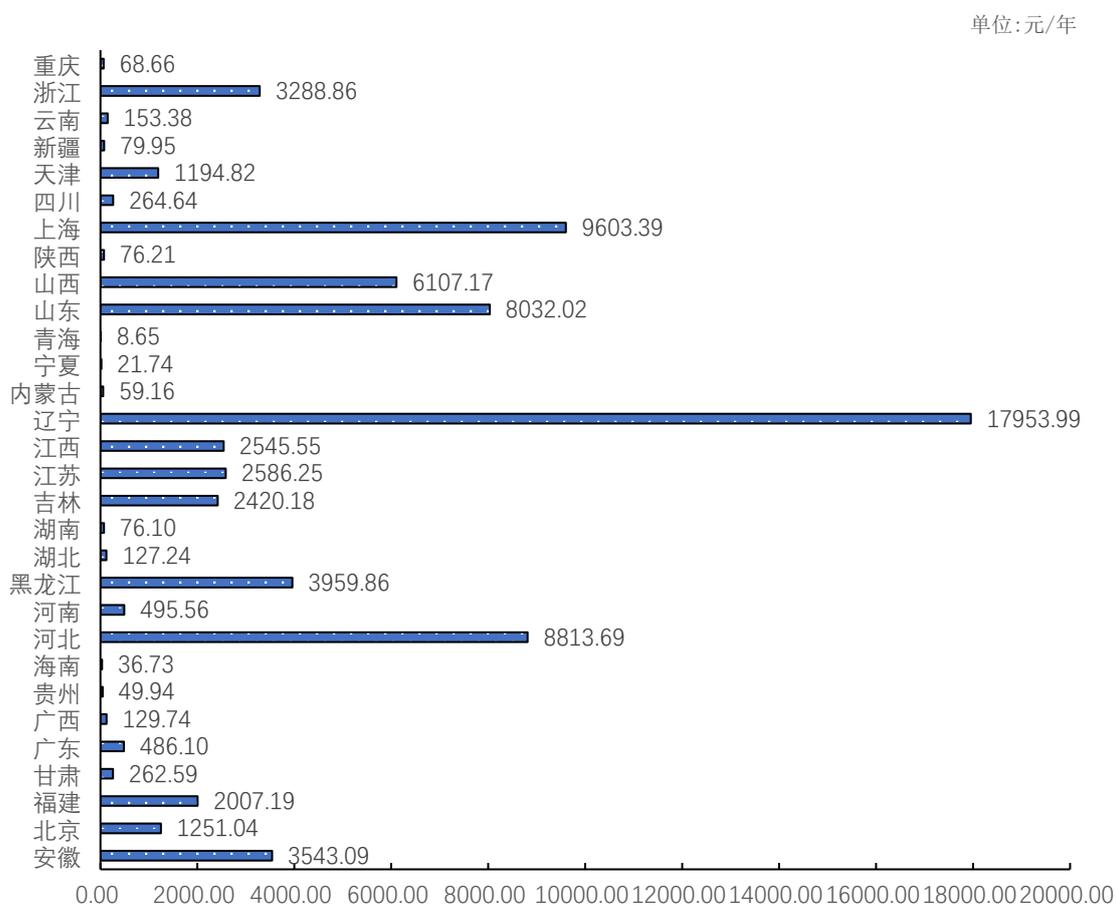


图 2.1 2018 年居民家庭总消费

当前，网络信息技术不断发展，世界经济逐渐转向数字化。通过 2018 年的互联网接入设备使用情况的柱形图可以看出来，2018 年使用连接互联网的设备中手机占到了 98.6%，其次是台式电脑占到了 48%，电视和笔记本电脑在互联网接入设备中所占的基本相同，均在 31% 附近，与笔记本电脑和电视相比，平板电脑所占的比例略微低。从图 2.2 可以看出，互联网络接入的主要设备是手机，手机的使用越来越方便，随着 5G 的普及，手机对互联网络连接的信号轻度越来越高，也利用的手机携带比较方便，因此所占的比例得到了很大程度的提高，这与本文选择核心解释变量的选取相吻合，即本文选择使用使用手机移动上网作为衡量互联网使用的标准。

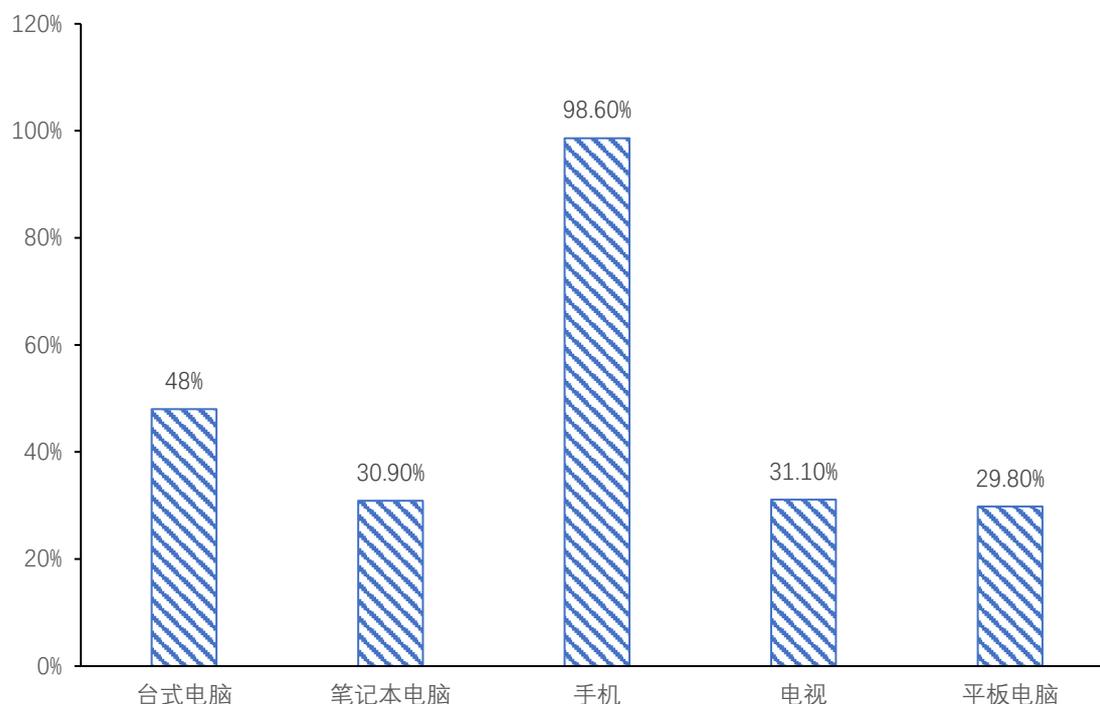


图 2.2 互联网接入设备使用情况

2018 年底，我国常住人口城镇化率是 59.58%，纵观我国城镇化 1949-2018 年的变化情况，可以看出城镇化发展经历了不同的历程，但总趋势是城镇化水平提高。从互联网的普及率可以看出，在农村地区，从 2018 年中旬的 36.5% 增加到 2018 年 12 月的 38.4%，随着城镇化进程的加快，互联网的普及率也在同步发展；与农村地区相比，城镇地区互联网的普及率、变化趋势和变化幅度呈现相同的趋势。

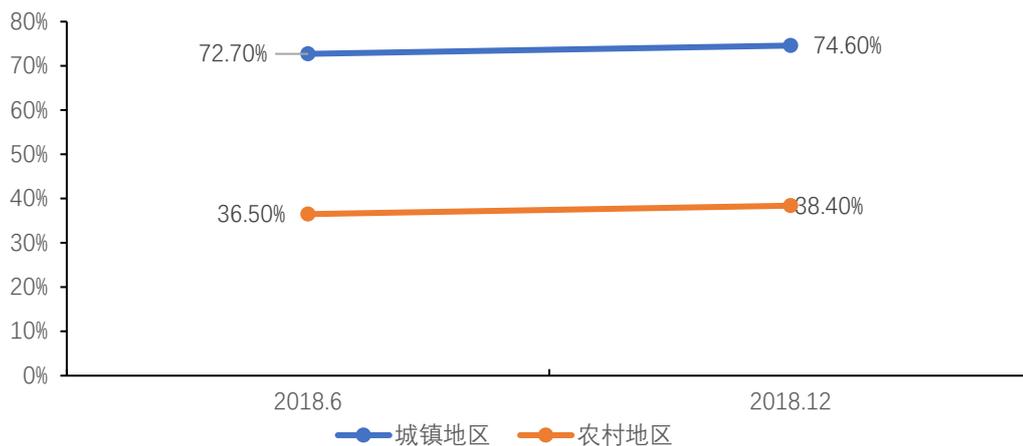


图 2.3 城乡地区互联网普及率

2018 年我国在移动互联网领域发展已经取得较大成果，信息化的成果已经惠及亿万人民，网络安全和维护方面的工作也取得了较大的成果。从图 2.4 网民的规模和互联网普及率可以看出，网民的规模逐渐增加，从 2018 年 6 月到年底，全年累计新增 2685 万人，网民规模的快速扩张的同时，互联网的普及率也在增加；截止 2018 年 12 月，我国网络域名用户总数已经达到 3792.8 万个，互联网的普及率逐年上升，2018 年互联网的覆盖面将进一步扩展，网络基础和配套设施在贫困地区的逐步完善，极大的促进了信息沟通和交流的效率。

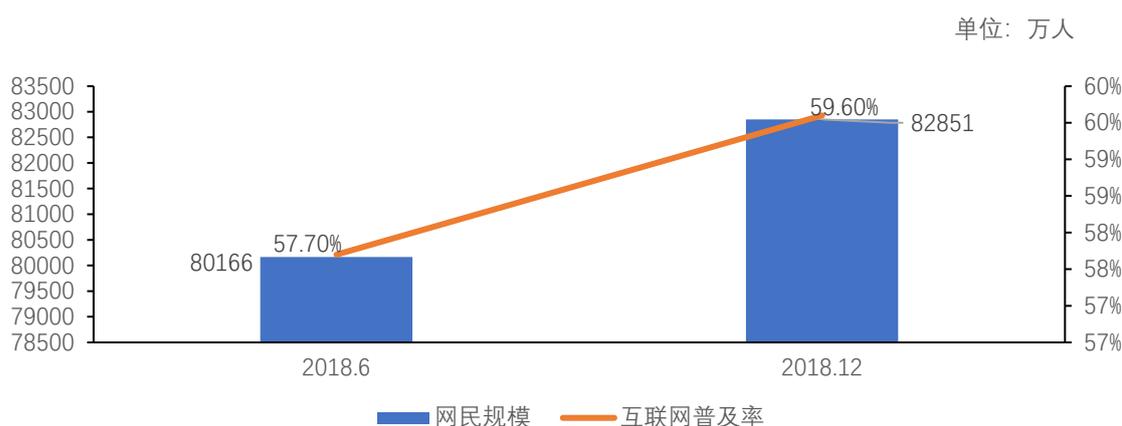


图 2.4 网民规模和互联网普及率

从图 2.5 网民年龄结构的柱形图可以看出，20-39 岁是我国网民分布的主要范围。

2018 年上、下半年，20-39 岁的年龄段的网民占比分别是 52.6%、50.3%；截至 2018 年年底，网民年龄结构分布与上半年完全一致，这一年龄段在网民年龄结构占比中均超过一半，50 岁及以上的网民比例提升了 2%，说明互联网的普及率在年龄结构之间也得到了提高。

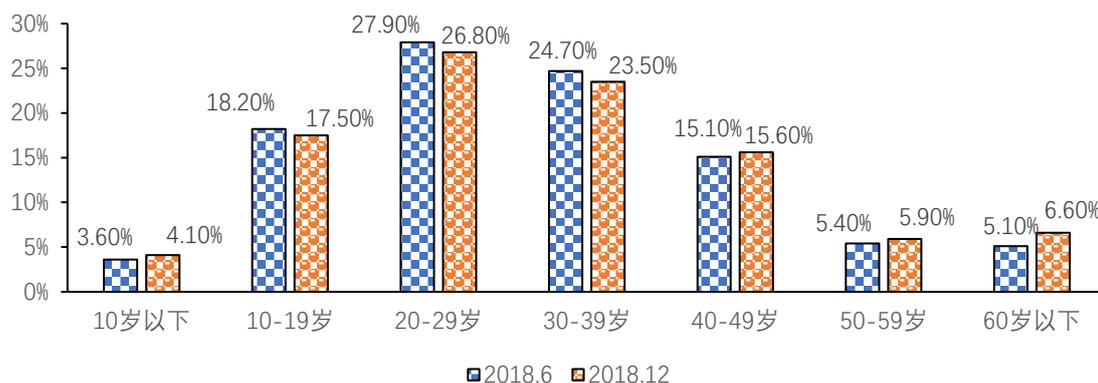


图 2.5 网民年龄结构

从图 2.6 网民性别结构的柱形图可以看出，2018 年 6 月，我国男女网民比例为 52:48，2018 年底，我国网民性别比例发生了变化，男性比例增加了 0.7 个百分点变为 52.7%，女性由之前的 48% 下降为 47.3%。

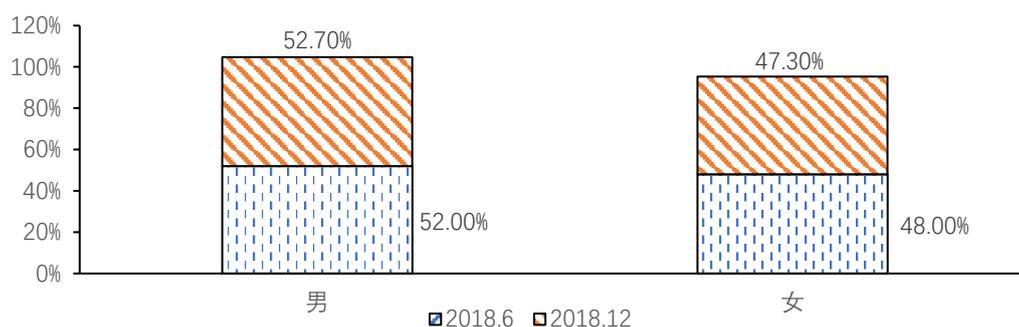


图 2.6 网民性别结构

从图 2.7 网民学历结构条形图可以看出，我国网民群体的学历集中在中等教育水平。2018 年 6 月，初中和高中/中专/技校这两个教育程度的网民占比超过 50%，说明这一教育阶段网民分布比较集中，大学本科及以上占比小于初中学历，可以初步得出受教育程

度越高，网民在相应阶段的分布也就小，截至 2018 年底，初中、高中/中专/技校、大学专科和大学本科及以上的网民占比分别为 38.7%、24.5%、8.7%和 9.9%。

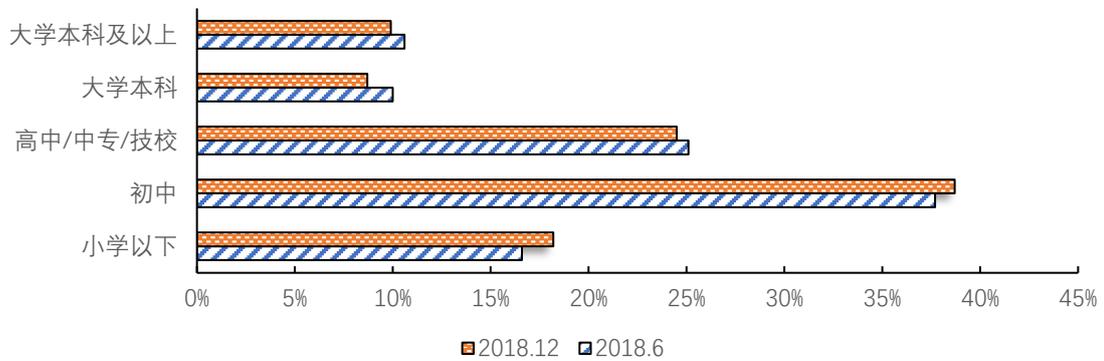


图 2.7 网民学历结构

参考 2018 年公布的《中国互联网络发展状况统计报告》中对网民职业的分类，分析 2018 年 6 月的数据时，只与对网民职业的六个分类作比较，即学生、党政机关事业单位领导干部等。从图 2.8 可以看出，通过将这两个时间段的网民职业结构进行对比，发现学生群体 2018 年底占 25.4%，个体户/自由职业者占网民职业结构的 1/5，结合其他职业所占百分比可以看出，学生是我国网民职业结构的主要组成部分。

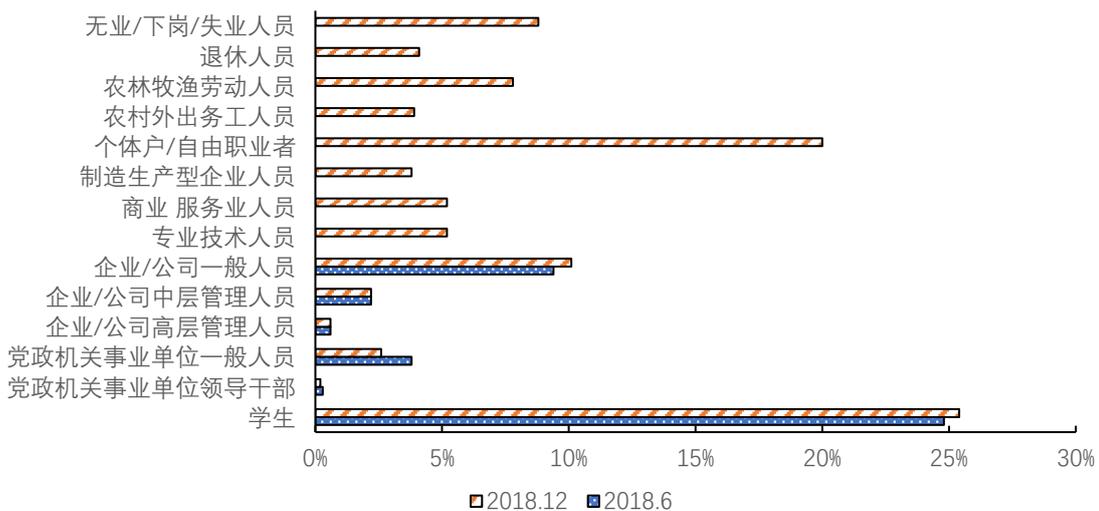


图 2.8 网民职业结构

## 2.2 数据来源

中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)主要调查机构是由位于北京大学的下属中国社会科学调查中心(ISSS)负责进行组织开展,主要目的就是通过对调查搜集得到的个体、家族、社区三个不同维度的调查数据,反映中国当前社会、经济等各个方面的发展和变化,为中国学术研究以及工作者调查提供了重要数据研究依托。CFPS项目着眼于研究中国境内户籍居民的各种社会经济和非经贸社会福利,以及一个涵盖了包括各种社会经济研究活动、教育研究成果、家庭社会关系与人和家族社会动态、人口资源流向以及搬迁、健康等在内的许多不同领域调查研究课题,是一个具有全国性、广泛和综合大规模、多层次门类和专业的中国社会福利追溯问题调查研究项目。CFPS目标样本家户范围主要涵盖30个县的省/市/区和自治区,调查研究对象范围是所有家户的家庭成员,诸如血缘/直系受养地和子女关系都会将其作为一个CFPS的在线基因组界定成员,变成永久可以跟踪的研究对象。

2018年调查问卷包括家庭成员问卷(家庭地址数据采集、家庭成员确认、家庭人员类型等)、家庭经济问卷(生活条件、家户支出、家户资产等)、个人自答问卷(基本信息、教育、上学确认、婚姻、当前工作状态确认、社会交往与活动、手机和网络模块等)、少儿父母代答问卷(基本情况、日常生活、教育支出、亲子互动等)和个人代答问卷(基本信息、教育、退休与养老等);家庭社区层面总共包含14241个样本量,个人层面包括32669个样本量。从CFPS调查问卷无论是从抽样方式,还是数据的代表性来看,都是一个高质量的数据库。在本文,为了分析的需要,将CFPS2018的个体和家庭层面的数据库进行合并,以便能够在家庭层面上展开实证分析,删除一些不合理、异常的数据,最终得到有效家庭样本数为11947条,本文选用最新发布的CFPS2018年的数据研究互联网使用对居民家庭消费的影响。

## 2.3 有效样本的基本特征

表2.1是2018年有效样本基本信息统计量,样本变量包括性别、是否移动上网、婚姻状况、户口类型、对网络的重视程度、最高学历与健康状况,表中列出了每个样本变量的样本量以及所占的百分比。下面分别从不同样本变量分布的角度分析每个变量的基

本特征。

表 2.1 2018 年有效样本基本信息统计量

变量名			
样本变量	样本特征	样本数	百分比(%)
性别	男	5592	46.81
	女	6355	53.19
是否移动上网	是	6193	51.84
	否	5754	48.16
婚姻状况	在婚(有配偶)	9591	80.28
	未婚、离婚、同居、丧偶	2356	19.72
户口类型	没有户口	10	0.08
	非农业户口	3582	29.98
	农业户口	8355	69.93
对网络的重视程度	非常不重视	4356	36.46
	一般	730	6.11
	比较重视	1754	14.68
	很重视	1800	15.07
	非常重视	3307	27.68
最高学历	文盲/半文盲	2242	18.77
	小学	2372	19.85
	初中	3958	33.13
	高中/中专/技校/职高	1960	16.41
	大专	783	6.55
	大学本科	602	5.04
	硕士	28	0.23
	博士	2	0.02
健康状况	不健康	2023	16.93
	一般	1467	12.28
	比较健康	5009	41.93
	很健康	1793	15.01
	非常健康	1655	13.85

### 1.性别分布

在 2018 年参与调查的人中，有效样本量 11947，其中，男性总共有 5592 人，占到了 46.81%，女性占到了 53.19%，共有 6355 名女性参与调查，从总体来讲，男性与女性之间的差异不是很明显。

### 2.是否移动上网分布

在是否移动上网这一核心解释变量里，有移动上网和没有移动上网两个分类，2018年移动上网的人数多于不移动上网的人数，在2018年有51.84%的人参与上网，剩余的48.16%是没有移动上网的，移动上网总共有6193人，有5754人没有参与上网，与不上网相比，上网的人数多出了3.7%，说明经济发展的同时，信息技术也在逐步发展，互联网的普及率逐年提高。

### 3.婚姻状况分布

婚姻状况变量为了分析的需要分为两个类别，2018年在婚的调查对象占主体，在婚的调查对象占比例为80.28%，未婚、离婚、同居、丧偶这一类型参与调查的人数所占比例为19.72%，与在婚的被调查者相比，所占的比例相差比较大。

### 4.户口类型分布

在CFPS2018年调查问卷中，在户口状况中筛选了没有户口、农业户口以及非农业户口三个类型，2018年里非农业户口有3582人参与调查，占到了29.98%，农业户口有8355人参与，占到了69.93%，二者所占的比例相差较大，其中有0.08%的调查者没有户口，农业户口占比是非农业户口的2倍多，可见，在参与调查的居民里，农业户口占主体。

### 5.互联网的重视程度分布

互联网的重视程度共有五个等级，其中非常不重视人数是最多的，占到了36.46%，其次是非常重视，占到了27.68%，比较重视和很重视这两个类别的人数占的比例加起来与非常重视的比例相当，其中对互联网的重视程度表示一般的调查者人数最少，为730人占到了6.11%，基本上是非常不重视的1/6。

### 6.最高学历分布

CFPS2018年调查问卷中总共涉及到了文盲/半文盲、小学、初中等8个层次的学历，通过整理数据发现，在硕士、博士层次的被调查者比较少，由于CFPS数据库有很好的代表性，也从侧面说明了我国的受教育程度比较低，2018年，被调查者的最高学历主要集中在小学至高中/中专/技校/职高这一阶段，分布人数分别是2372、3958、1960，这两种学历总共占到了69.39%，几乎等于70%，0.02%是参与调查的博士学历占比，大专和大学本科这两种学历的人数分布相差不大，分别为602、783人，所占比例分别为6.55%、5.04%，文盲/半文盲与小学这两种学历的人数分布分别为2242、2372，占到比例分别为

18.77%和 19.85%，有 28 名硕士学历的调查者，占到了 0.23%，学历越高，人数的分布越少，相应的占比也就越低。

### 7.健康状况的分布

健康状况总共有五个等级，其中比较健康人数是最多的占到了 41.93%，不健康占到了 16.93%，很健康和不健康这两个类别的人数占的比例相当，分别为 15.01%、16.93%，一般和非常健康二者占比也是比较相同的，分别为 12.28%、13.85%

## 2.4 列联表分析

### 2.4.1 性别/户口类型/婚姻状况与互联网列联表分析

如表2.2所示，从性别与是否移动上网的列联表可以看出，在是否移动上网的两个水平上，男性与女性的人数分布；在不移动上网这一水平上，男性有2577人，女性3177人，女性占到了50.0%，男性占到了46.1%，说明在参与调查的所有女性中，不移动上网与移动上网的比例相同，男性上网的稍微多一点；在移动上网这一水平上，女性占到了性别中的50%，男性占到了性别中的53.9%，说明在参与调查的居民里，男性上网的比例略大于女性，针对女性，在是否移动上网的百分比中，有55.2%不移动上网，51.3%的移动上网，对于男性，在总数的百分比中，有21.6%的没有移动上网，25.2%的移动上网，在参与调查的11947位居民里，有48.2%的居民不移动上网，51.8%的居民移动上网，对于非网民，形成原因可能来自以下几个原因，(1)参与调查的居民没有掌握上网技能，(2)参与调查的居民居住在比较偏远的地区，没有上网的设备，(3)也可能因为年龄的原因对上网不太感兴趣。

如表2.2所示，从户口类型与是否移动上网的列联表可以看出，在户口类型的三个水平上，不移动上网与移动上网的人数分布及在不同的分类中所占的比例。在没有户口这一类型里，不移动上网的有7人，占到了户口中的70%，占是否移动上网中的百分比与总数中的百分比相同，均为0.1%，有3人移动上网，占到了户口类型中的30%；在非农业户口这一类型中，有4418人不移动上网，不移动上网居民占户口类型中的52.9%，占是否移动上网中的76.8%，占总数中的37.0%；在农业户口这一类型中，有1329人不移动上网，不移动上网居民占户口类型中的37.1%，占是否移动上网中的23.1%，占总数中的11.1%；

在参与调查的所有居民中，不移动上网有5754条记录，移动上网有6193条，非农业户口的居民占到了37.0%，农业户口的居民占到了11.1%；在不移动上网这一水平上，非农业户口有4418人，农业户口有1329人，没有户口有7人，占到了总数中的0.1%，在移动上网这一水平上，非农业户口有3937人，农业户口有2253人，没有户口有3人，占到了总数中的比例分别为69.6%、30%、0%。

如表2.2所示，从婚姻状况与是否移动上网的列联表结果中可以了解到，不同水平上不同类型的人数分布以及所占的比例。从在婚(有配偶)这一角度来讲，有4918人不移动上网，4613人移动上网，分别占到了婚姻状况中比例的51.3%、48.7%，占是否移动上网的85.5%、75.5%，在其他(未婚、离婚、同居、丧偶)这一角度来看，有836人不移动上网，占到了是否移动上网中百分比中的14.5%，有1520人移动上网，占到了婚姻状况百分比的64.5%；在不移动上网这一水平上，未婚、离婚、丧偶、同居的有836人，在婚(有配偶)的有4918人，占到了总人数的48.2%，在移动上网这一水平上，未婚、离婚、丧偶、同居的有1520人，在婚(有配偶)的有4673人，总共6193人移动上网，占到了总数的51.8%。

表 2.2 2018 年性别/户口类型/婚姻状况与是否移动上网的列联表

样本特征		性别/户口类型/婚姻状况			
变量名	变量类型	是否移动上网			
		不移动上网	移动上网	合计	
性别	女	计数	3177	3178	6355
		性别中的%	50.0	50.0	100.0
		是否移动上网中的%	55.2	51.3	53.2
		总数的%	26.6	26.6	53.2
	男	计数	2577	3015	5592
		性别中的%	46.1	53.9	100.0
		是否移动上网中的%	44.8	48.7	46.8
		总数的%	21.6	25.2	46.8
合计	计数	5754	6193	11947	
	性别中的%	48.2	51.8	100.0	
	是否移动上网中的%	100.0	100.0	100.0	
	总数的%	48.2	51.8	100.0	
没有户口	计数	7	3	10	
	户口中的%	70.0	30.0	100.0	
	是否移动上网中的%	0.1	0	0.1	
	总数中的%	0.1	0	0.1	

续表2.2

样本特征		性别/户口类型/婚姻状况			
变量名	变量类型	是否移动上网			
		不移动上网	移动上网	合计	
户口类型	非农业户口	计数	4418	3937	8355
		户口类型中的%	52.9	47.1	100.0
		是否移动上网中的%	76.8	63.6	69.9
	农业户口	总数中的%	37.0	33.0	69.6
		计数	1329	2253	3582
		户口类型中的%	37.1	62.9	100.0
	合计	是否移动上网中的%	23.1	36.4	30.0
		总数中的%	11.1	18.9	30.0
		计数	5754	6193	11947
合计	户口类型中的%	48.2	51.8	100.0	
	是否移动上网中的%	100.0	100.0	100.0	
	总数中的%	48.2	51.8	100.0	
婚姻状况	在婚(有配偶)	计数	4918	4673	9591
		婚姻状况中的%	51.3	48.7	100.0
		是否移动上网中的%	85.5	75.5	80.3
	其他	总数中的%	41.2	39.1	80.3
		计数	836	1520	2356
		婚姻状况中的%	35.5	64.5	100.0
	合计	是否移动上网中的%	14.5	24.5	19.7
		总数中的%	7.0	12.7	19.7
		计数	5754	6193	11947
合计	婚姻状况中的%	48.2	51.8	100.0	
	是否移动上网中的%	100.0	100.0	100.0	
	总数中的%	48.2	51.8	100.0	

从表2.3可以看出，通过案例处理摘要可以看出有效数据11947，利用性别、户口类型、婚姻状况与是否移动上网的卡方检验结果分析这三个类别对移动上网的影响程度。

在性别和是否移动上网的卡方检验中，从检验结果中可以看出，P值小于0.05，说明行变量和列变量不相互独立，即是否移动上网与性别之间不是独立的，存在相关性，Spearman相关系数也给出了同样的结果，进一步说明了是否移动上网与性别之间存在相关性，结合我们日常的经验发现，女性使用互联网的频率通常要高于男性，如网上购物等，但从前面的分析得出，我国网民男女比例为52.7: 47.3，性别与互联网之间的关系要进一步通过具体的模型进行实证分析得出更合理的结果。

在户口类型和是否移动上网的卡方检验中，从相伴概率  $P$  值可以看出，户口类型与是否移动上网之间存在相关性，检验结果与我们日常的经验是吻合的，非农业户口的人大多数住在交通比较发达，网络接通比较方便的地方，因此使用网络的可能性也就越大，而农业户口由于自身的条件以及所处环境的限制，使用互联网存在一定的局限。

表 2.3 性别/户口类型/婚姻状况与是否移动上网的卡方检验

统计量	性别/户口类型/婚姻状况		
	值	df	渐进Sig. (双侧)
Pearson卡方	18.200/251.852/188.963	1/2/1	0.000/0.000/0.000
连续校正	18.044/0/188.331	1/0/1	0.000/0.000/0.000
似然比	18.207/254.285/191.593	1/2/1	0.000/0.000/0.000
线性和线性组合	18.199/251.824/188.947	1/1/1	0.000/0.000/0.000
有效案例中的N	11947		

从表 2.3 卡方检验结果可知，相伴概率  $P$  值小于 0.05，即行变量和列变量不是相互独立的，即婚姻状况与是否移动上网之间不是独立的，而是存在相关性，检验结果与我们日常的经验是吻合的，对于在婚(有配偶)的被调查者来说，由于工作、家庭等各个方面的原因，他们对于互联网的应用要更多，因此移动上网的可能性也就大一点，而对于未婚、离婚、同居、丧偶这一类型的被调查者，由于他们其中有一些年龄比较小，对于互联网的需求不大，因此就很少使用互联网，接触到互联网的可能性就小一点。

从表 2.4 可以看出，(1)性别与是否移动上网的 Pearson 相关系数  $r$  是 0.039，相伴概率  $P$  值是 0.000，说明性别与是否移动上网之间存在相关性，与卡方检验的结果一致；(2)户口类型与是否移动上网的 Pearson 相关系数  $r$  是 0.145，相伴概率  $P$  是 0.000，说明户口的两个类型与是否移动上网这一变量之间存在一定的相关性，非农业户口的居民使用互联网的频率以及可获得性都比农业户口的居民更高、更容易，结合中国互联网络信息中心的统计调查结果了解到，农村地区非网民不上网的主要原因有对上网方面知识的掌握程度(不懂电脑/网络技能)、文化程度限制，调查显示，截至 2018 年 12 月，不懂电脑/网络技能、文化程度限制导致非网民不上网占比分别为 54.0%、33.4%；(3)婚姻状况与是否移动上网的 Pearson 相关系数  $r$  是 -0.126，相伴概率  $P$  是 0.000，说明婚姻状况与是

否移动上网这一变量之间存在一定的相关性。

表2.4 性别/户口类型/婚姻状况与是否移动上网的对称度量

		值	渐进标准误差	近似值 T	近似值 Sig
按区间 Pearson 的 r	性别	0.039	0.009	4.269	0.000
	户口类型	0.145	0.009	16.038	0.000
	婚姻状况	-0.126	0.009	-13.855	0.000
按顺序 Spearman 相关性	性别	0.039	0.009	4.269	0.000
	户口类型	0.145	0.009	16.034	0.000
	婚姻状况	-0.126	0.009	-13.855	0.000

## 2.4.2 家庭规模与互联网列联表分析

通过案例处理摘要可以看出2018年有效数据11947，由于考虑了性别、户口类型、婚姻状况、已完成最高学历和年龄等变量，对变量做筛选之后得到的有效样本比较少，在做2018年调查数据的列联表时，从是否移动上网与家庭规模的列联表可以看出不同水平上，不同类型的人数分布。在不移动上网这一水平上，家庭规模是1的有320人不移动上网，是家庭规模中人数比较多的一个分类，占家庭规模百分比的42.4%，是否移动上网中的5.6%，总数百分比的2.7%；在家庭规模是5的类别里，有805人不移动上网，占家庭规模百分比的44.7%，是否移动上网中的14.0%，总数百分比的6.7%，994人移动上网，占家庭规模百分比的55.3%，是否移动上网中的16.1%，总数百分比的8.1%；在家庭规模是8的分类中，参与调查的98为居民选择移动上网，71人不移动上网，分别占是否移动上网的百分比为1.2%、1.6%；在不移动上网这一水平上，家庭规模总共有13个分类，家庭规模为2和3的最多，分别为1848、1091，占到了是否移动上网的32.1%、19.0%，占家庭规模的68.3%、39%，占总数的15.5%和9.1%，家庭规模是11个14中不上网的人数最少，分别是3、2，占家庭规模百分比均是50%；在移动上网这一水平上，在家庭规模的13个分类，家庭规模为3和4参与上网的家庭最多，分别为1703、1196，占到了是否移动上网的27.5%、19.3%，占家庭规模的61%、61.1%，占总数的14.3%和10%，其次是家庭规模为5上网人数较多，参与上网的人数是994，占家庭规模百分比的55.3%，占是否移动上

网的16.1%，占总数的8.3%，家庭规模是11、14中上网的人数最少，分别是3、2，占家庭规模百分比均是50%。

表 2.5 家庭规模与是否移动上网之间的列联表

家庭规模		是否移动上网		合计
		不移动上网	移动上网	
1	计数	320	435	755
	家庭规模中的%	42.4	57.6	100.0
	是否移动上网中的%	5.6	7.0	6.3
	总数的%	2.7	3.6	6.3
2	计数	1848	858	2706
	家庭规模中的%	68.3	31.7	100.0
	是否移动上网中的%	32.1	13.9	22.7
	总数的%	15.5	7.2	22.7
3	计数	1091	1703	2797
	家庭规模中的%	39.0	61.0	100.0
	是否移动上网中的%	19.0	27.5	23.4
	总数的%	9.1	14.3	23.4
4	计数	762	1196	1958
	家庭规模中的%	38.9	61.1	100.0
	是否移动上网中的%	13.2	19.3	16.4
	总数的%	6.4	10.0	16.4
5	计数	805	994	1799
	家庭规模中的%	44.7	55.3	100.0
	是否移动上网中的%	14.0	16.1	15.1
	总数的%	6.7	8.3	15.1
6	计数	608	605	1213
	家庭规模中的%	50.1	49.9	100.0
	是否移动上网中的%	10.6	9.8	10.2
	总数的%	5.1	5.1	10.2
7	计数	173	214	387
	家庭规模中的%	44.7	55.3	100.0
	是否移动上网中的%	3.0	3.5	3.2
	总数的%	1.4	1.8	3.2
8	计数	71	98	169
	家庭规模中的%	42.0	58.0	100.0
	是否移动上网中的%	1.2	1.6	1.4
	总数的%	0.6	0.8	1.4
9	计数	45	56	101
	家庭规模中的%	44.6	55.4	100.0

续表 2.5

		是否移动上网		合计
		不移动上网	移动上网	
家庭规模	是否移动上网中的%	0.8	0.9	0.8
	总数的%	0.4	0.5	0.8
	10 计数	19	17	36
	家庭规模中的%	52.8	47.2	100.0
11	是否移动上网中的%	0.3	0.3	0.3
	总数的%	0.2	0.1	0.3
	计数	3	3	6
	家庭规模中的%	50.0	50.0	100.0
13	是否移动上网中的%	0.1	0	0.1
	总数的%	0	0	1
	计数	7	12	19
	家庭规模中的%	36.8	63.2	100.0
14	是否移动上网中的%	0.1	0.2	0.2
	总数的%	0.1	0.1	0.2
	计数	2	2	4
	家庭规模中的%	50.0	50.0	100.0
合计	是否移动上网中的%	0	0	0
	总数的%	0	0	0
	计数	5754	6193	11947
	家庭规模中的%	48.2	51.8	100.0
	是否移动上网中的%	100.0	100.0	100.0
	总数的%	48.2	51.8	100.0

从表2.6卡方检验结果可以看出，相伴概率P值小于0.05，因此拒绝家庭规模与是否移动上网这两个变量之间无关的原假设，说明行变量和列变量不是相互独立的，即家庭规模与是否移动上网之间不相互独立的，是存在相关性；从对称度量的结果可知，Pearson相关系数r是0.077，相伴概率P是0.000，说明家庭规模与是否移动上网之间存在的相关性；通过前面的列联表分析，了解到家庭规模与是否移动上网之间不是独立的，移动上网会因家庭规模的大小不同而发生变化，移动上网占到的百分比会发生增加或者减小的变化，进一步利用卡方检验和对称度量结果可以看到工家庭规模与是否移动上网之间确实存在相关性。

表 2.6 家庭规模与是否移动上网的卡方检验和对称度量

卡方检验				
	值	df	渐进 Sig(双侧)	
Pearson 卡方	625.822	12	0.000	
似然比	635.566	12	0.000	
线性和线性组合	71.247	1	0.000	
对称度量				
	值	渐进标准误差	近似值 T	近似值 Sig
按区间 Pearson 的 r	0.077	0.009	8.466	0.000
按顺序 Spearman 相关性	0.101	0.009	11.092	0.000
有效案例中的 N	11947			

### 2.4.3 最高学历与互联网列联表分析

通过对2018年CFPS数据进行筛选，从案例处理摘要可以看出有效数据11947，对筛选的2018年有效数据做一个已完成最高学历与是否移动上网之间的列联表，来观察不同的学历与是否移动上网之间的关系。

从表2.7可以看出，在不移动上网这一水平上，初中学历的人数有1561人，占最高学历百分比中的39.4%，占是否移动上网百分比中的27.1%，总数的13.1%，其次是小学学历，总共有有效数据有1615条，其中不移动上网的占到了已完成最高学历百分比的68.1%，占总数的13.5%，对于硕士和博士这两个学历，参与调查的博士中，全都是移动上网，参与调查的硕士居民中，有1人不移动上网，27人移动上网，占到了最高学历中的100%；在大专这一学历里，在筛选的783条有效数据里，有63人没有移动上网，剩余的720人移动上网，其中没有移动上网的被调查者占最高学历的8.0%，占是否移动上网的1.1%，720名上网的被调查者占是否移动上网的11.6%、总数的6.0%，在移动上网这一水平上，初中学历的被调查者总共有2397人，占到总数百分比的20.1%，其中有38.7%的被调查者使用移动互联网，占到了初中学历人数的60.6%，高中/中专/技校/职高有1516人移动上网，占到了这一学历总数的77.3%，占到了总数百分比的12.7%，对于文盲/半文盲的被调查者，总共有2242条有效记录，其中有193人移动上网，占到了这一学历百分比的8.6%，

表 2.7 最高学历与是否使用互联网的列联表

最高学历	文盲/半文盲		是否移动上网		合计
			不移动上网	移动上网	
		计数	2049	193	2242
		最高学历中的%	91.4	8.6	100.0
		是否移动上网中的%	35.6	3.1	18.8
		总数%	17.2	1.6	18.8
	小学	计数	1615	757	2372
		最高学历中的%	68.1	31.9	100.0
		是否移动上网中的%	28.1	12.2	19.9
		总数%	13.5	6.3	19.9
	初中	计数	1561	2397	3958
		最高学历中的%	39.4	60.6	100.0
		是否移动上网中的%	27.1	38.7	33.1
		总数%	13.1	20.1	33.1
	高中/中专/技校/职高	计数	444	1516	1960
		最高学历中的%	22.7	77.3	100.0
		是否移动上网中的%	7.7	24.5	16.4
		总数%	3.7	12.7	16.4
	大专	计数	63	720	783
		最高学历中的%	8.0	92.0	100.0
		是否移动上网中的%	1.1	11.6	6.6
		总数的%	0.5	6.0	6.6
	大学本科	计数	21	581	602
		最高学历中的%	3.5	96.5	100.0
		是否移动上网中的%	0.4	9.4	5.0
		总数的%	0.2	4.9	5.0
	硕士	计数	1	27	28
		最高学历中的%	0	100.0	100.0
		是否移动上网中的%	0	0	0
		总数的%	0	0	0
	博士	计数	0	2	2
		最高学历中的%	0	100.0	100.0
		是否移动上网中的%	0	0	0
		总数的%	0	0	0
合计		计数	5754	6193	11947
		最高学历中的%	48.2	51.8	100.0
		是否移动上网中的%	100.0	100.0	100.0
		总数的%	48.2	51.8	100.0

没有移动上网占是否移动上网比例的 35.6%；持有大专以下的学历被调查者总共有

10532 人，其中 5669 人没有移动上网，4863 人移动上网，中等教育水平人数占 56.2%，从整体来看，有 5754 人没有移动上网，占到了 48.2%不到 1/2，剩余的 6193 人都参与移动上网，占到了总数百分比的 51.8%，通过列联表分析发现，我国的网民以中等教育水平的群体为主，与图 2.7 的分析结果完全吻合。

不同学历的被调查者对是否移动上网的持有的态度的变化，可能是由以下几个原因造成的，第一：中国本科以上学历的人群仅占4%，我们的教育普及程度远远没有我们想象中的那么高；第二：中国互联网的流量正在向两端倾斜，在年龄段分布的两端，10岁左右和50岁以上的小消费群体正在以极高的速度上升，他们对于互联网的需求量正在日益攀升；第三：通过最近几年的互联网趋势调查报告，发现四、五线城市以及乡镇网民下班比较早，同一线城市的差距比较大，在睡眠时间上会也更早一些，随着智能设备的普及网民的增长空间进一步扩大，低学历人群的上网规模在未来是比较可观的。

从表 2.8 卡方检验结果可以看出，已完成最高学历与是否移动上网之间存在相关性；从对称度量结果中可以看到，Pearson 相关系数  $r$  是 0.549，相伴概率  $P$  值是 0.000，进一步印证了已完成最高学历与是否移动上网这一变量之间存在一定的相关性。

表 2.8 最高学历与是否移动上网的卡方检验和对称度量

卡方检验				
	值	df	渐进 Sig(双侧)	
Pearson 卡方	3696.918	7	0.000	
似然比	4224.040	7	0.000	
线性和线性组合	3598.340	1	0.000	
对称度量				
	值	渐进标准误差	近似值 T	近似值 Sig
按区间 Pearson 的 R	0.549	0.006	71.757	0.000
按顺序 Spearman 相关性	0.553	0.006	72.520	0.000
有效案例中的 N	11947			

## 2.5 居民消费的相关性分析

利用 30 个省份的居民消费支出以及权重矩阵，在一系列度量空间自相关的方法中，选用莫兰指数测定 30 个省份中居民消费是否存在空间相关性，在测定相关性之前，必

须首先找到合适的空间权重矩阵，在此处按照两个区域与共同的边界则为 1，反之为 0 确定空间权重矩阵，从表 2.9 居民消费空间相关系数可以看出，莫兰指数是 0.209，大于 0 表示正相关，即高消费与高消费相邻，低消费与低消费相邻。

表 2.9 30 个省份居民消费空间相关系数

变量	莫兰指数	Z 值	P 值
居民消费	0.209	2.449	0.014

### 3 互联网使用对居民消费的影响

#### 3.1 互联网使用对居民消费的影响机制分析

分析互联网对居民消费的影响机制，可以为实证分析提供理论基础。主要从三个方面分析。第一：在消费环境方面。互联网改变居民消费支出是通过改变居民的消费环境实现的，互联网的影响表现为促进了消费市场的分工、扩大了家庭消费选择的范围。第二：在消费时间和空间方面。互联网信息技术的广泛应用打破了传统消费环节的时间和空间上的限制，有利于增强传统消费环节的成功概率，从而推动消费行为的完善。第三：在对消费者预算制度的约束上。互联网使用目的是为了能够改善居民的消费偏好。可以通过在互联网上实现对商品价格的优惠、降低对合意商品搜索成本来实现。互联网所提供的各种服务平台降低了商品分销的成本，缩减了自己创建实体店铺的时间，从而可以更好地提高企业的利润率，进而使自己能够有更多的时间去让利、吸引消费者，借此更多的消费者便能拥有了比较少的机会去购买更多廉价的商品，进而便大大增加了其他人群的消费趋势；互联网平台下的金融产品有效缓解了对居民住宅的预算制度和流动性限制。互联网金融的特点是它具有很强的易得性、可操作性和方便，其特点是有利于满足城市居民对多元化消费的需求，并且它还减轻居民的消费压力。

#### 3.2 计量模型设定

参考之前学者(祝仲坤等, 2017)的做法, 设定模型如下

$$\ln cons_i = \beta_0 + \beta_1 net_i + \beta_2 X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

上式中,  $\ln cons_i$  是对第  $i$  个家庭的居民消费取自然对数, 衡量居民家庭消费的指标。按照《中国统计年鉴》CFPS 数据库在家庭经济问卷中将家庭消费性支出主要归纳为八类。借鉴(李晓楠等, 2013; 潘敏等, 2018)的做法, 将满足人们基本生存需要的消费, 包括食品、衣着和居住归为生存型消费, 而将其余的消费类型归为发展与享受型消费。 $net_i$  是本文的核心解释变量, 表示第  $i$  个家庭是否使用互联网。如果家庭中至少有一个人使用互联网设定为 1, 否则为 0,  $X_i$  代表一系列的控制变量, 本文从个人、家庭、地区三个层面选取的控制变量为: (1) 户主的性别、年龄及年龄的平方、教育程度、婚姻状

况、是否是党员和健康状况；(2) 家庭人均收入、家庭人均收入平方、住房面积、家庭人口数；(3) 城乡分类以及省份虚拟变量以控制城乡、区域差异等经济社会环境对消费结构的影响。 $\varepsilon_i$ 为随机扰动项。其中本文定义在问卷调查中对生活支出方面做出实际回答的人为户主，由于考虑到年龄对居民消费可能存在非线性的影响，从而设定年龄的平方项，在模型中加入了年龄的平方项，对家庭人均收入变量设定了家庭人均收入取对数、家庭人均收入取对数后的平方项。

### 3.3 变量选取与数据说明

本文使用大样本微观数据库，为了能够在家庭层面上展开实证分析，将 CFPS2018 年的个体和家庭层面的数据库进行合并，即将包含家庭消费、家庭资产以及人口规模等方面信息的家庭经济问卷和家庭成员问卷与包含使用互联网、个体信息等成人问卷和少儿问卷合并，剔除了一些缺失值、异常值，获得有效的样本个案总量 11947。

变量的定义。上表显示了主要变量的名称和统计特征，在城乡分类中，城镇用 1 表示，乡村用 0 表示；在性别分类中，用 **gender** 表示性别，男性用 1 表示，女性用 0 表示；在户口类型中，没有户口用 0 表示，农业户口用 1 表示，2 表示非农业户口；在 **identity** 代表是否是党员中，1 表示被调查者是党员，0 表示是其他身份；在婚姻状况里，1 表示在婚(有配偶)，0 表示离婚、未婚、同居、丧偶；健康状况用变量 **health** 表示，1-5 分别表示“不健康”、“一般”、“比较健康”、“很健康”、“非常健康”；**net** 代表是否移动上网，0 表示没有移动上网，1 表示移动上网；**imp** 用来表示家庭对互联网的平均重视程度，是为了解决互联网使用的内生性问题，非常不重要用 0 表示，不重要用 1 表示，一般用 2 表示，比较重要用 3 表示，4 代表很重要，5 表示非常重要，与健康状况的描述程度是相同的，以上数字没有具体的实际意义，只是一个程度变量；在教育年限的定义中，将文盲/半文盲的受教育年限为 0 年，小学为 6 年，初中为 9 年，高中、职业高中、中专、技校为 12 年，大专、高职为 15 年，大学本科为 16 年，硕士研究生为 19 年，博士研究生为 22 年。

变量的描述。表 3.1 可以看出，其中年龄的均值是 48 岁左右，标准差是 16.5，家庭规模也就是家庭人口是在 4 人左右，有的人口数量比较多；建筑面积是指人居住使用的房屋面积，居民的家庭住房面积均值是 115.7 平方米，居民消费的均值是 6.3 万元/年，

家庭人均消费均值是 3.4 万元/年，教育年限的均值是 8.0 年，说明学历大概维持在初中的水平，这可能与教育部发布的数据有一定的出入，可能是在筛选数据的过程中造成的。

表 3.1 2018 年主要变量描述统计

变量名称	变量含义	观测值	均值	标准差
urban	城镇=1, 乡村=0	11947	0.5619	0.4962
fcount	家庭人口数	11947	3.7125	1.7910
age	年龄	11947	47.7890	16.5254
age2/100	年龄平方/100	11947	25.5685	15.9629
gender	男性=1, 女性=0	11947	0.4681	0.4990
hukou	没有户口=0, 农业户口=1, 非农业户口=2	11947	1.2990	0.4597
identity	党员=1, 其他=0	11947	0.0110	0.1045
edu	教育年限	11947	7.9798	4.7446
marriage	在婚(有配偶)=1, 未婚=0, 离婚=0, 丧偶=0, 同居=0	11947	0.8028	0.3979
imp	非常不重要...1. 2. 3. 4. 5 非常重要	11947	2.9140	1.6644
net	使用互联网=1, 不使用互联网=0	11947	0.5184	0.4997
health	健康状况, 1-5 分别表示“不健康”、“一般”、“比较健康”、“很健康”、“非常健康”	11947	2.9657	1.2261
household	家庭住房面积	11947	115.6644	102.3392
consume	居民消费	11947	63366.11	72438.81
lncons	居民消费的自然对数	11947	10.6324	0.9943
perincome	家庭人均收入	11947	34236.23	463346
lnper	家庭人均收入的自然对数	11947	9.6549	1.2601
lnper2	家庭人均收入自然对数的平方	11947	94.8045	22.0706

### 3.4 实证结果分析

这一部分描述了各个变量对居民消费影响的估计结果，以及选用家庭对互联网的平均重视程度这一工具变量，运用 2SLS 法解决互联网使用可能存在的内生性问题。

### 3.4.1 基准回归

表 3.2 描述了在逐步加入变量的基础上，得到互联网使用对居民消费的估计结果。

表 3.2 基准分析

变量	Incons			
	(1)	(2)	(3)	(4)
net	0.0310*	0.0304*	0.0631***	0.0593***
	(1.75)	(1.96)	(2.96)	(2.77)
lnperincom		-0.2032***	-0.2028***	-0.2020***
		(-8.40)	(-8.09)	(-8.05)
lnperin2		0.0325***	0.0325***	0.0324***
		(22.69)	(22.75)	(22.47)
gender			-0.0320**	-0.0321**
			(-2.02)	(-2.03)
age			-0.0010	-0.0009
			(-0.31)	(-0.28)
age2/100			0.0034	0.0028
			(1.09)	(0.88)
edu			0.0016	0.0007
			(0.71)	(0.29)
marriage			-0.0033	-0.0047
			(-0.14)	(-0.20)
health			0.0057	0.0043
			(0.86)	(0.66)
urban			0.0362**	0.0125
			(2.22)	(0.74)
fcoun			0.0017	0.0062
			(0.37)	(1.32)
household			0.0003***	0.0002***
			(3.75)	(3.17)
identity			-0.0882	-0.0808
			(-1.81)	(-1.08)
province	NO	NO	NO	YES
常数	10.6205***	9.5031***	9.3643***	9.8107***
	(830.22)	(81.87)	(65.57)	(19.85)
R <sup>2</sup>	0.0003	0.2377	0.2403	0.2446
观测值	11947	11947	11947	11947

注：括号中是 t 值，\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 3.2 的第(1)—(4)列是逐步控制家庭人均收入的自然对数、家庭人均收入的自然对数的平方、家庭和户主特征、省份虚拟变量之后的回归结果。通过对比可以看出,无论采用何种设定的模型,互联网使用对居民消费的影响是正向的,均会提高居民消费。根据第(4)列的结果来看,在控制其他变量不变的情况下,与不使用互联网的家庭相比,使用互联网的家庭居民消费平均提升 0.06 个单位。在性别、婚姻状况和居民身份这 3 个变量在做基准回归之后系数均小于 0,并不意味着这三个变量对居民消费没有影响,可能是在研究这 3 个变量与居民消费之间的关系时,不能单纯的直接引入,需要通过变换变量的形式,比如说年龄的平方等。家庭住房面积的系数在 0.01 水平上显著,说明家庭住房面积越大,对居民消费的影响越显著,可以解释为家庭人口越多,需求多样性会更丰富,在文教娱乐等方面的消费也就越多。在第(3)列,城镇地区的系数显著为正,意味着在城镇生活的居民越多,居民对互联网的需求越大,导致通讯的支出也就越大,居民的消费也就提高了。

在表 3.2 的第(1)列,对互联网使用与居民消费两个变量进行回归,从回归系数可以看出,互联网使用平均提高了 0.03 个单位的居民家庭消费支出;第(2)列里,进一步控制其他特征变量分析后发现,居民家庭人均收入对消费的影响是显著的,其中家庭人均收入的自然对数( $\ln\text{perincom}$ )在 1%的水平上显著,家庭人均收入的自然对数的平方( $\ln\text{perin2}$ )在 1%的水平上对居民消费的影响是显著的,在其他变量不变的条件下,家庭人均收入每变动一个单位,居民家庭消费增加 0.03 个单位,其中家庭人均收入的自然对数在回归之后,系数为负,说明家庭人均收入这一变量在取对数后对居民消费的影响,可能在理论上支持这个变量,但是在计量模型中不支持,但家庭人均收入的自然对数的平方( $\ln\text{perin2}$ )回归系数均为正,说明在没有其他变量干扰的前提下,家庭人均收入变量对居民消费的影响是显著的。在没有加入省份虚拟变量的条件下,在前一步的基础上引进了变量性别、年龄、受教育年限、婚姻状况、健康状况、城乡类型、家庭规模、住房面积和党员身份后,模型结果表明,在重新引进的变量中性别、城乡类型、住房面积分别在 5%、5%、1%的水平上对居民家庭消费的影响是显著的;在第(3)列模型结果中,互联网使用这一变量的显著性从第(1)列显著型水平 5%提高到了 1%,说明在居民家庭人均收入变量的条件下,互联网使用对居民消费的影响更加显著了,也说明了居民的家庭消费与家庭的人均收入有很重要的关系,消费的多少与收入有着直接的关系,收入在

很大的程度上决定消费；性别对居民消费的影响在 5%的水平上是显著的，即男性比女性具有更多的消费；城乡类型对居民消费的影响也显著，表现为在 5%的水平上是显著的，原因是比较明显的，由于城镇有着便利的交通等各方面的条件，而乡村限制条件比较多，在一定的程度上会限制居民消费；住房面积这一变量在 1%的水平对居民消费影响是显著的，随着居民住房面积的增加，建造新的房屋或者在原房屋的基础上扩建房屋，导致建房成本上升，进一步导致消费增加，也可能会重新购买住房面积比较大的住房，导致总消费的支出增加。

### 3.4.2 工具变量回归

互联网使用可能存在内生性问题。第一，个体消费选择和互联网使用选择可能是由某些遗漏变量驱动的，这些未被考虑的遗漏变量可能会带来估计上的误差；第二，消费水平较高的家庭可能会面临市场无法满足消费需求的状况，通过购置上网设备在网上消费弥补这种落差，拥有更高的家庭互联网使用率会产生反向因果问题；而家庭消费数额较低的家庭经济条件更差，家庭缺乏上网条件，为了克服这一内生性问题，我们选取家庭平均对互联网的态度作为工具变量。从相关性角度分析，家庭是否使用网络与会引起对互联网的重视，生活中越重视互联网的使用，对上网设备购买的可能性就越大；从外生性角度分析，由于家庭成员使用互联网会对消费结构产生影响，体现出对互联网的重视程度，因此理论分析得出，家庭对互联网的平均重视程度满足作为工具变量的条件，具体的检验结果需要通过一系列的检验得到证实。

表 3.3 家庭对互联网的平均重视程度的回归分析

变量	Incons	
	不加入 imp	加入 imp
	(1)	(2)
net	0.059*** (2.76)	0.049** (2.08)
控制变量	YES	YES
$R^2$	0.2439	0.2439
观测值	11947	11947

通过检验家庭对互联网的平均重视程度与使用互联网之间的相关关系,相关系数为 0.68,且在 1%的水平上显著,了解到家庭对互联网的平均重视程度与使用互联网之间具有较强的正相关关系。从表 3.3 可以看出,在含有省份虚拟变量模型的基础上检验加入家庭对互联网的平均重视程度这一变量,观察此变量的加入是否会引起互联网使用的回归系数发生变化,上表中的控制变量与表 3.2 基准分析的一致,观察模型的结果发现加入 imp(家庭对互联网的平均重视程度)后,互联网的回归系数从 0.059 下降为 0.049,由之前在 1%水平显著下降为在 5%的水平上显著。

表 3.4 二阶段工具变量回归

变量	Incons			
	(1)	(2)	(3)	(4)
net	0.0994** (1.97)	0.1314*** (2.98)	0.1358*** (3.02)	0.1220*** (2.70)
lnperincom		-0.2044*** (-8.14)	-0.2061*** (-8.21)	-0.2046*** (-8.15)
lnperin2		0.0326*** (22.71)	0.0328*** (22.84)	0.0326*** (22.58)
gender			-0.0286* (-1.83)	-0.0298* (-1.91)
health			0.0059 (0.87)	0.0049 (0.72)
urban			0.0474*** (2.93)	0.0198 (1.15)
fcoun			0.0000 (0)	0.0050 (1.09)
household			0.0003*** (3.78)	0.0002*** (3.19)
province	NO	NO	NO	YES
常数	10.6733*** (276.44)	9.5843*** (79.25)	9.5352*** (77.78)	9.5232*** (75.35)
R <sup>2</sup>	0.0000	0.2345	0.2353	0.2408
观测值	11947	11947	11947	11947

注:括号里的数值是 z 值,\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

从表 3.4 可以看出,第(2)列的 net 变量的回归系数是 0.1314, z 检验值是 2.98,在

1%的水平上高度显著,说明互联网的使用与居民消费呈现正相关的关系;家庭人均收入变量对居民消费的影响始终是显著的,家庭人均消费自然对数的平方对居民消费的影响是正的,可以看到在 1%的水平上是显著,在其他变量保持不变的条件下,家庭人均消费自然对数的平方每变动 1 个单位,居民消费平均变动 0.03 个单位,也就是说家庭人均收入越高,居民消费的支出也就越大,符合经济学中收入变化对消费的影响;第(3)列的回归结果表明,随着其他控制变量的加入,互联网使用对居民消费的影响越来越显著,变量 net 的回归系数由之前 0.13 变化到 0.14,且在 1%的水平上高度显著,z 检验值是 3.02;其中家庭人均收入的自然对数、性别在回归之后,系数为负,说明家庭人均收入取对数、性别这两个变量对居民消费的影响,可能在理论上支持这个变量,但是在计量模型中不支持,但家庭人均收入的自然对数的平方(Inperin2)回归系数均为正,说明要想正确的研究变量之间的关系,必须在模型中引入变量的正确形式。

通过观察第(1)一(4)列发现,变量 net 即互联网的使用对居民消费的影响都是显著的,且都为正影响,说明互联网的使用可以平均增加居民消费的支出;第(2)一(4)列我们了解到随着家庭人均收入,性别、健康、城乡分类、家庭规模和住房面积,以及省份虚拟变量的加入,互联网对居民消费的程度是高度显著的,充分说明了互联网使用提高了居民的消费水平,对居民消费有促进作用,正在实现由生存型消费向享受型消费的逐步转变。

对工具变量的合理性进行检验,在回归方程中,一个有效的工具变量应该满足以下两个条件:

- (1) 外生性,  $Cov(x_i, u_i) = 0$ , 其中  $x_i$  是工具变量,  $u_i$  是扰动项;
- (2) 相关性,  $Cov(x_i, p_i) \neq 0$ , 其中  $x_i$  是工具变量,  $p_i$  是内生解释变量;

检查工具变量与扰动项的外生性。过度识别检验结果显示 P 值等于 0.54,因此不拒绝原假设,即认为所有工具变量均是外生变量,不存在内生变量,即所有的工具变量与扰动项不相关;进一步检验工具变量与内生变量的相关性。从表 3.5 回归结果可以看出,工具变量(marriage、age、edu、hukou)对内生变量 imp 均有较好的解释力, P 值都小于 0.05,即工具变量与内生变量的相关性得到了证实。下面进行更进一步的检验,从相关性检验结果可以看出,Shea'sPartialR-sq 是 0.11,F 统计量是 247.63,而且 P 值为 0.0000。即工具变量与内生变量的相关性得到了进一步证实。

表 3.5 一阶段回归结果

变量	统计量			
	系数	稳健标准误	t 值	P 值
常数	2.7691	0.1857	14.91	0.000
net	1.459202	0.0348	41.88	0.000
health	0.0190	0.0096	1.99	0.047
urban	0.0505	0.0244	2.07	0.038
marriage	0.0789	0.0301	2.62	0.009
age	-0.0192	0.0041	-4.73	0.000
edu	0.0493	0.0031	16.08	0.0000
hukou	0.0588	0.0263	2.23	0.025
相关性检验结果				
	Shea' sPartialR-sq	R-sq	F(6, 11931)	Prob>F
impor	0.1107	0.5259	247.634	0.0000

进行工具变量法前提是存在内生解释变量，因此进行异方差稳健的 DWH 检验。检验结果显示，可以在 5% 的显著性水平上拒绝原假设(所有解释变量均为外生)，由于 DWH 检验的 P 值小于 0.05，因此判断 imp 是内生解释变量。

## 4 互联网使用对居民消费的异质性分析

互联网使用会因居民消费层次和消费类型的不同产生变化，下面分别研究两个问题：一是在不同消费层次、不同消费类型上互联网使用产生的影响；二是互联网使用对不同地区、不同收入阶层的影响存在的差异。在当前由于移动端和互联网的广泛使用对整体居民消费需求层次和整体居民消费需求类型的变化影响中，采用了期望分布回归的一个模型进行研究分析，由于之前我们做的这个模型主要比较注重直接观测到被解释一个变量对被观测解释一个变量的条件期望的变化影响，若要直接观测到被解释后的变量对整个模型条件期望分布的变化影响，而条件期望只是直接刻画了一个变量条件期望分布的一个集中变化趋势。通过综合估计结果得出 10%、30%、50%、70%的条件分位数，不仅可以对其数值进行更全面的分析理解，因此本文主要选择了分位数回归(QR)，目标函数不易受到其极端值影响，较为稳健，分位数回归还可以为广大读者及时提供关于条件分布的全面参考资料信息。

### 4.1 互联网使用对居民消费层次和居民消费类型的影响

传统的单个条件均值分布回归所要求反映表现出来的，仅仅是系统条件均值分布集中的变化发展趋势，而条件分布中位数的均值回归方式可以完全地刻画出自定义变量对于整个系统条件均值分布的相互影响，且对每个参数的均值估计也更加稳健。因此采用分位数回归考察互联网使用在不同消费层次、消费类型上的变化特征。分别做在 10%、30%、50%、70%上做分位数回归，绘制出相应的分位数回归结果。本文建立的分位数回归模型如下：

$$Q_q(\lncons_i | net_i, X_i) = \alpha_q + \beta_q net_i + \gamma_q X_i + u_i \quad (2)$$

其中， $Q_q(\lncons_i | net_i, X_i)$ 为 $\lncons_i$ 的 $q$ 的条件分位数， $\alpha_q$ 、 $\beta_q$ 、 $\gamma_q$ 表示不同分位数上的回归系数， $u_i$ 代表误差项。

从表 4.1 可以看出，互联网使用(net)随着分位数的增加(1/10—3/10—5/10—7/10)，互联网使用的回归系数变化趋势是先下降后缓慢上升(0.12—0.07—0.04—0.05)，表明互联网使用对居民消费的条件分布的两端影响小于对中间部分的影响，也就是说，增加互联网的使用对不使用互联网和一直使用互联网的居民影响比较小，而中间部分的居民受影响最大。从住房面积(household)来看，随着分位数的增加(1/10—3/10—5/10—7/10)，住房面积的系数呈现阶梯性增加的变化(0.0002—0.0003—0.0003—0.0004)，说明住房面

积的变化对居民消费的影响是整体的，从整体上影响居民的消费；从家庭人均收入 (*lnperi2*) 变量来看，随着分位数的增加 (1/10—3/10—5/10—7/10)，家庭人均收入的回归系数从 1/10 的分位数到 3/10 分位数变化过程中，系数由 0.0071 变化到 0.0232，之后出现了较缓慢的增长，由 3/10 分位数上的回归系数为 0.0232 增加到 7/10 分位数上回归系数为 0.0373，整体出现上升的趋势 (0.0071—0.0232—0.0306—0.0373)，表明家庭人均收入对居民消费的条件分布的影响比较大，收入影响了消费，家庭人均收入能够显著提高居民家庭的消费，在低、中、高分位数上均可以观察出来，家庭人均收入对居民家庭消费的作用，与前面描述部分的结论完全一致。而且随着条件分布的低分位点的变化，逐步递减的回归系数显示出互联网使用对居民消费的异质性。具体来说，在 10% 分位数上，互联网使用对居民消费的回归系数为 0.12，30% 分位数的回归系数降至 0.07，50% 分位数的回归系数则降为 0.04，影响效应表现为缓慢的上升，在 70% 分位数上，边际效应达到 0.05。互联网使用会使各分位数上居民家庭消费变化幅度处于 4.9%—11.9% 之间。

表 4.1 分位数回归的结果

变量	Incons			
	10%	30%	50%	70%
<i>net</i>	0.1185***	0.0666**	0.0402*	0.0485**
<i>lnperincom</i>	0.3442	0.0023	-0.1619**	-0.3211***
<i>lnperi2</i>	0.0071	0.0232***	0.0306***	0.0373***
<i>gender</i>	-0.0517*	-0.0429**	-0.0185	-0.0245
<i>health</i>	0.0055	0.0062	0.0048	-0.0001
<i>urban</i>	0.0071	0.0277	0.0533***	0.0578***
<i>fcoun</i> t	0.0061	0.0069	0.0019	-0.0020
<i>household</i>	0.0002*	0.0003***	0.0003***	0.0004***
常数	5.2878***	7.7823***	9.1961***	10.5941***
<i>PseudoR</i> <sup>2</sup>	0.1561	0.1440	0.1340	0.1315
观测值	11946	11946	11946	11946

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

综合观察分位数回归中引入的变量，发现家庭人均收入取自然对数这一变量在 50%、70%分位数上系数表现为负，而家庭人均收入取自然对数的平方在 4 个分位数上系数始终大于 0，说明引入变量的形式在不同分位数上表现出不一样的意义，但并不影响这一变量在理论上对居民消费存在影响这一说法，性别这一变量在 10%、30%、50%和 70%分为点上均为负，在模型中，男性用 1 表示，女性用 0 表示，这两个数字没有真实的含义，因此性别这一变量可能在理论上支持，但是在计量模型中不支持。

为了能够更直观地体现互联网对消费层次和消费类型的影响趋势，因此进行全分位点回归，横轴、纵轴分别表示所有分位点以及各个变量分位数回归系数，虚线、实线部分分别是均值回归结果和置信度为 5%置信区间以及回归系数，阴影部分则为置信带。

从图 4.1 可以看出，互联网使用对居民消费的回归系数是先减小然后平稳的变化，在 40%的分位点附近出现了拐点。下面详细分析互联网使用对居民消费的两阶段效应效应。

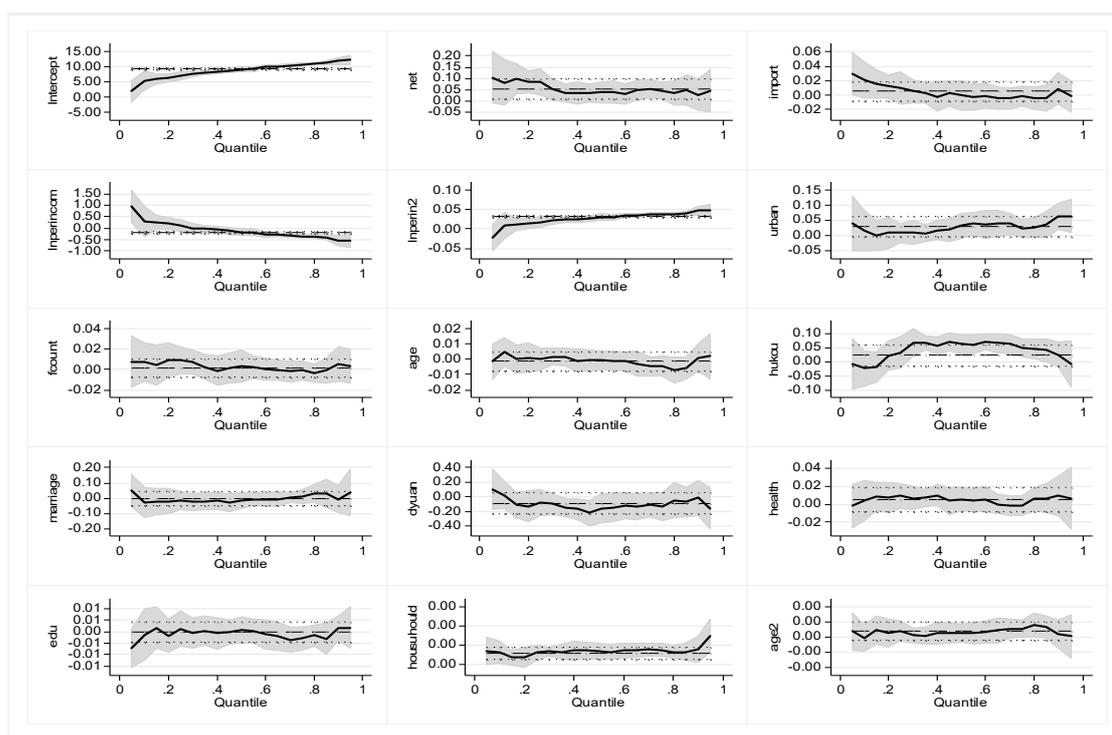


图 4.1 分位数回归系数变化

互联网使用对居民消费的效应可以分为两个阶段：第一个阶段是 40%分位点之前，互联网使用对居民消费的效应随着消费层次的提高越来越弱，之前的分位数回归结果表明互联网使用对居民消费的条件分布的两端影响小于对中间部分的影响，这与分位数回

归系数变化图呈现的结果一致,在 25%分位点之前,回归系数的变化比较缓慢,而在 25%分位点至 40%分位点之间,影响效应呈快速下降的趋势;第二个阶段是 40%分位点之后,互联网使用变量的分位数回归系数在 0.02 附近上下波动,互联网发挥的作用趋于平稳。家庭人均收入对居民消费的回归系数呈现先迅速增加然后缓慢增加的趋势,拐点出现在 15%的分位点附近。具体来看,家庭人均收入对居民消费的影响可以分为两个阶段:在 15%分位点之前,随着家庭人均收入的提高,回归系数是直线式增大,对居民消费的影响比较大,在 15%分位点之后,家庭人均收入达到一定的水平,回归系数的变化比较缓慢,一直都是缓慢的增加,说明家庭人均收入对居民消费的影响是比较大的;从总体看,参与调查的居民身份对居民消费影响呈现先下降后上升的“V”型变化趋势,即回归系数先减小后增大,拐点出现在 0.4 分位点附近;受教育年限对居民消费回归系数的影响是先增大到稳定的状态,然后缓慢下降到回归系数为-0.08,之后又缓慢回升到 0.02,具体分析为:在 20%分位点之前,随着教育年限的增加,教育年限对居民消费的影响也在增大,当回归系数增加到 0.03 左右时,教育年限对居民消费的影响比较小,回归系数维持在 0 上下波动,在 60%左右的分位点上,随着教育年限的增加,对居民消费的影响在减小,减小到 80%分位点之后开始增加,从回归系数的变化趋势图可以了解到,受教育年限对居民消费的影响不是单纯的增加或者减少,而是存在一个转换点。

## 4.2 互联网使用对不同地区、不同收入阶层的影响

为了对准确描述互联网使用影响居民消费的异质性,进一步探讨了城乡之间、不同收入阶层之间。对于收入阶层的划分,综合 30 个省份的发展与人均收入情况,本文将全部样本根据家庭人均收入按 15000 元/年的标准,划分为低收入组和高收入组,由于数据结构的原因,不以中位数作为划分低收入组与高收入组的标准,因此选用 15000 元/年为标准分析收入阶层对居民消费的影响。

通过表 4.2 不同地区的回归结果,也就是第(1)、(2)列的结果可以看出,不论对农村地区还是城镇地区,互联网都可以促进居民消费。从互联网使用(net)的回归系数来看,城镇地区互联网使用的回归系数为 0.0676 大于农村地区互联网使用的回归系数 0.0558,也就是说在城镇地区,互联网使用每增加 1 个单位,则居民消费平均增加 0.07 个单位,农村地区平均增加 0.06 个单位,不同地区对居民消费存在异质性,还可以了解到互联网使用在农村地区对居民家庭消费的影响大于城镇地区的效果。可能的原因有,一方面居民通过互联网传递的信息,增加了消费欲望,提高了消费倾向;另一方面对于城镇地区

来说，农村地区消费市场商品的可获得性与丰富性欠发展，互联网可以实现网络购物，极大地改善了农村的消费环境，激发农村的实际消费。

表 4.2 不同地区、不同收入阶层的回归

变量	lncons			
	城镇	乡村	低收入阶层	高收入阶层
	(1)	(2)	(3)	(4)
net	0.0676**	0.0558*	0.0657**	0.0795***
lnperincon	-0.2136***	-0.1942***	-0.3905***	0.9946***
lnperin2	0.0328***	0.0326***	0.0483***	-0.0267***
household	0.0003***	0.0003**	0.0003**	0.0003***
其他控制变量	YES	YES	YES	YES
$R^2$	0.2350	0.2479	0.1027	0.1064
观测值	6713	5234	5547	6400

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

从表 4.2 不同收入阶层的回归结果可以看出，其中家庭人均收入的自然对数在回归之后，系数为负，说明家庭人均收入取对数变量对居民消费的影响，可能在理论上支持这个变量，但是在计量模型中不支持，但家庭人均收入的自然对数的平方(lnperin2)回归系数均为正，说明的设定形式是很重要的。从第(3)、(4)列的回归结果显示：在人均收入水平不同的家庭中，互联网在影响居民消费方面的作用程度存在差异。从互联网使用(net)的回归系数来看，0.08、0.07 分别是高、低收入阶层的回归系数，前者大于后者，互联网使用每增加一个单位，居民消费平均增加 0.08 个单位，在低收入阶层，互联网使用每增加一个单位，居民消费平均增加 0.07 个单位，这意味着互联网使用对高收入阶层的影响更为明显。主要原因有：另一方面对于低收入水平家庭而言，互联网使用作用于消费更多表现在网上购物降低消费品价格水平方面，由于受自身收入水平的制约，其创造消费需求的作用得不到体现，相对应的，互联网使用能够为高收入家庭创造消费需求，而这种创造消费需求的作用在高收入水平家庭组中得到了充分的体现，更快捷流通的消费信息增加了高收入水平家庭组的消费种类，进而提高了家庭消费金额。这两方面的效果叠加造成互联网使用在不同收入水平家庭之间影响的差异。

### 4.3 互联网使用对经济发展程度不同地区的影响

综合考虑各个方面的因素，将北京、上海、天津、江苏、广东、浙江经济发展较好的地区归为发达地区，然后将其他省份归为欠发达地区，来观察互联网对这两类地区居民消费的影响，对筛选的数据进行统计分析后，得到了以下的统计量。

表 4.3 按经济发达程度划分地区的主要变量

变量	发达地区		欠发达地区	
	均值	标准差	均值	标准差
net	0.5758	0.4943	0.4997	0.5000
lnperincom	9.5082	1.2820	9.7025	1.2492
lnperin2	92.0491	21.7759	95.6991	22.0928
urban	0.7941	0.4045	0.4865	0.4998
fcoun	3.6404	1.6840	3.7359	1.8238
gender	0.4761	0.4995	0.4655	0.4988
health	2.9170	1.1165	2.9815	1.2592
household	122.7428	108.5214	113.3664	100.1489
age2/100	27.3976	17.3201	24.9747	15.4513

根据统计结果发现，对于发达地区，人均收入自然对数地均值为 9.5，城乡分类变量的均值是 0.80，说明在经济发达地区，城镇居民比较多，家庭规模的均值是 3.64，平均一个家庭 4 个人，以北京市为例，2000 年平均每个家庭的人口是 2.91 人，减小到 2010 年的 2.45，发生这一变化的主要原因是生育水平不断下降、生活观念发生的变化以及人口迁移流动增加等，通过整理 2018 年 CFPS 的调查数据观察到，家庭人口规模平均值是 3.64，比 2010 年增加了 2 人，发生这一变化的原因可能是我国 2015 年提出二胎政策的有关，家庭人口的而规模也在不断地扩大，家庭平均人口规模的变化与快速的经济扩张也有着密切的关系，随着北京经济的快速发展，外来人口的迁入，也会导致人口规模的扩大；健康状况的均值是 2.9，表现为一般和比较健康之间，基本偏向于比较健康；住房面积的均值是 122.7，根据上海市统计局公布数据，截至 2017 年底，按一家 3 口的标准计算，城镇居民居住的房子至少也要 110.1 平方米，从筛选的发达地区城乡分类数据的均值来看，其中有部分数据是乡村地区的居民，因此住房面积的均值比较符合现实情

况。对于其他地区，城乡分类的均值是 0.49，也就是说几乎居住城镇居民和乡村居民的数量相当，家庭规模的均值是 3.74，健康状况的均值是 3.0，表现为比较健康。

从表 4.4 可以看出，比较 (1)、(2) 列的回归结果发现，家庭人均收入的自然对数、家庭人口数在回归分析之后，系数为负，说明家庭人均收入取对数、家庭人口数变量对居民消费的影响，可能在理论上支持这个变量，但是在计量模型中不支持。在经济发展的不同地区中，互联网使用对消费作用程度存在明显的差异。对于互联网使用 (net) 的回归系数，经济发达的地区回归系数是 0.10，也就是说在其他控制变量不变的条件下，互联网使用每增加一个单位，居民消费平均增加 0.10 个单位，相对于其他地区，互联网使用的回归系数 0.05，在其他控制变量不变的条件下，互联网使用每增加一个单位，居民消费平均增加 0.05 个单位，经济发达地区的互联网使用的回归系数大于欠发达地区的系数，这两类地区互联网使用对居民消费的促进效用都是正向的，但对经济发达地区的促进效用更明显；对于家庭规模，在经济发达的地区，家庭规模变动 1 个单位，居民消费平均增加 0.03 个单位，对于欠发达地区，家庭规模增加一个单位，居民消费平均减小 0.01 个单位，通过对比两组数据后，得出人口对于经济发达的地区是发展的资本，人口的增加可以促进经济的发展，而对于经济欠发达的地区，人口的增加在一定的程度上限制经济的发展，对经济的发展起到了阻碍作用，在本文中表现为居民消费金额支出的减少。

表 4.4 经济发展的不同地区互联网对居民消费的影响

变量	Incons	
	(1)	(2)
net	0.1003**	0.0473**
lnperincom	-0.2414***	-0.1849***
lnperin2	0.0342***	0.0318***
fcount	0.0335***	-0.0085*
age2/100	0.0031**	0.0014*
常数	9.3873***	9.3211***
$R^2$	0.2190	0.2509
观测值	2928	9019

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

## 5 研究结论与启示

在网络信息技术发展的过程中，互联网技术时代也随之来临，生活方式和消费模式都随着互联网的快速发展也在做出相应的变化趋势；消费在国民总收入组成成分里占到了 70%，是推动中国经济结构转型、实现内生经济增长的主要动力；因此，研究互联网使用对居民消费的影响具有一定价值。

### 5.1 研究结论

本文首先对核心变量互联网使用与居民消费内涵进行了界定，然后利用 CFPS2018 年数据、《中国互联网络发展状况统计报告》初步探索我国居民消费支出、互联网使用的情况，其次使用 CFPS2018 年中互联网使用、居民消费、性别、户口类型等变量借助统计工具(如列联表等)分析变量之间的关系，进一步探讨了互联网使用、户口类型、健康状况等变量对居民消费的影响，最后采用回归分析的方法分析互联网使用对居民消费的异质性。通过之前的分析得出如下的结论：

第一：目前，居民家庭总消费总体呈现上升的趋势，生存型的消费支出在消费总支出占很大的比例；根据统计报告了解到，手机是 2018 年互联网络接入最主要的设备；不管是在农村地区还是城镇地区，互联网的普及率总体呈现上升的趋势，于此同时，网民规模表现为逐年增加，且以中青年群体为主，并不断向中高龄人群渗透。

第二：从被调查者的最高学历分布可以得出，我国居民的受教育程度比较低；在地区分布中了解到，东、西部地区样本量的分布不均匀，前者比较多，而后者比较少；从列联表以及卡方检验结果分析得到，性别与是否移动上网之间不存在相关性，而婚姻状况、户口类型、工作单位属性、已完成最高学历与是否移动上网之间不是独立的，而是存在相关性。

第三：在互联网使用与居民消费进行初步分析里，通过基准回归结果中的回归系数可以看出，在其他变量保持不变的条件下，互联网使用对居民消费的影响是显著的，在引入家庭人均收入、性别、健康状况、家庭规模等控制变量的条件下，家庭人均收入、性别、城乡类型、住房面积变量对居民消费的影响在 5%的水平上是显著的；通过引入有效的工具变量，解决了互联网使用可能存在的内生性问题。

第四：在互联网使用对居民消费异质性分析里，采用分位数回归考察互联网使用影

响在不同消费层次、消费类型上的影响。从互联网使用的回归系数来看，随着分位数的增加，互联网使用的回归系数呈现先下降后缓慢上升的趋势，具体表现为增加互联网的使用对不使用互联网和一直使用互联网的居民影响比较小，而中间部分的居民受影响最大；随着家庭人均收入分位数的增加，家庭人均收入对居民家庭消费具有正向促进作用；互联网使用在农村地区对居民家庭消费的正向影响比在城镇地区有着更强的效果、对高收入阶层的影响更为明显、对经济发达地区的促进效用更显著。

## 5.2 研究启示

文章采用 CFPS2018 年互联网使用、性别、户口类型等变量对居民消费影响的基础上，进一步使用 2018 年数据进行深入研究互联网等变量对居民消费的影响方式。根据研究结论，得出以下方面的相应启示：

第一：通过梳理大量的文献表明，学者们对于互联网使用与居民消费关系的研究已经相对成熟，由于大多数的研究方法基本都是采用倾向匹配得分法，最小二乘回归方法等，我们可以在方法上进行改进，达到异曲同工的效果；另外一种解决内生性问题，目前的研究采用的工具变量都是家庭成员对互联网的平均态度、家庭成员对互联网的重视程度以及选取“家庭是否有智能手机”和“农村宽带的覆盖率”作为家庭是否使用互联网的工具变量，随着 5G 普及以及互联网的发展，不久以后家庭中几乎每个人最少会有一部手机，因此，以“家庭是否有智能手机”作为工具变量是不可行的，需要探索新的工具变量来解决互联网使用的内生性问题。

第二：通过查阅 CFPS 相关的文献了解到，利用 CFPS 数据库解决问题大多采用的是具体的某一年，最多采用两年的数据进行对比分析，我们可以通过一定的途径，将 CFPS2010 年、2014 年、2016 年和 2018 年这 4 年的数据进行对比分析，其中 2012 年的数据没有涉及互联网的使用，因此不包含 2012 年调查问卷中的数据，在对比分析 4 年数据库方面有很大的挖掘价值。

第三：政府进一步加强农村互联网基础设施建设，建立更加完善的网络服务体系。在加强农村互联网基础设施建设方面，扩大光缆、宽带的覆盖率，增加网络设备、终端设备等，推动 IPv6 的全面应用，降低入网门槛，强化企业、政府和机构单位的管理信息系统等；在完善通信网络服务体系方面，构建更加完善的通信网络服务质量评价体系，加强建设和维护网络的稳定性和业务使用的连续性。

第四，提高农村地区消费水平，改善居民消费结构。在本文的研究中，了解到互联网使用对农村地区家庭的消费的促进作用远大于城市地区家庭，所以在互联网发展的过程中，要倾向性地帮助农村地区发展互联网，加大政府对贫困地区农村使用互联网的补贴，以促进互联网的使用，同时，转变了农村居民的消费观念，促进农村地区居民消费，增强农村居民的获得感，缩小城乡差距，为国家经济发展做出贡献。

第五，建立完备的网络安全支付防护体系、营造健康的上网环境。通过支付加密、防火墙、面部识别等安全技术，使消费者支付的安全性得到确保。与此同时，相关主管部门还需要进一步建立完备的金融信用制度，加强对互联网金融的监督管理，加大对于互联网金融风险的防范宣传，提升广大网民的金融安全意识，从而进一步提升互联网络的安全管理水平，降低对于互联网金融风险；优化和改善网络使用环境，在推动广大学生普及互联网使用的过程中，应进一步加强对网络空间的治理，净化网络环境，保障信息安全，营造健康的网络空间。

第六，进一步加大贫困地区投资力度、优化资源配置。通过分析得到，我国的教育程度普遍偏低，尤其是对贫困地区，因此加大教育的投资力度，可以提高贫困地区人口的教育水平、基本素质和家庭信息化水平，凭借信息化手段提高教育、优化贫困地区教育资源，降低贫困地区家庭支付的教育成本和受教育的门槛。

## 参考文献

- [1] Angrist, J. D., J. S. Pischke. *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion* [M]. Princeton: Princeton University Press, 2009.
- [2] Christopher A. Pissarides. *Liquidity Considerations in the Theory of Consumption* [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1978, 92(2): 279-296.
- [3] Evgeniya Yushkova. *Impact of ICT on trade in different technology groups: analysis and implications* [J]. *International Economics and Economic Policy*, 2014, 11(1-2): 165-177.
- [4] Harris, R. *The Internet as a GPT: Factor Market Implications* [M]. Cambridge: MIT Press, 1998.
- [5] James A. Chalfant and Julian M. Alston. *Accounting for Changes in Tastes* [J]. 1988, 96(2): 391-410.
- [6] Marios Koufaris. *Applying the Technology Acceptance Model and Flow Theory to Online Consumer Behavior* [J]. *Information Systems Research*, 2002, 13(2): 115-225.
- [7] McGuire, T., J. Manyika, M. Chui. *Why big data is the new competitive advantage* [J]. *Ivey Business Journal*, 2012(7).
- [8] Md. Shahiduzzaman and Khorshed Alam. *Information technology and its changing roles to economic growth and productivity in Australia* [J]. *Telecommunications Policy*, 2014, 38(2): 125-135.
- [9] Nina Czernich et al. *Broadband Infrastructure and Economic Growth\** [J]. *The Economic Journal*, 2011, 121(552): 505-532.
- [10] Peter R. Dickson. *Understanding the Trade Winds: The Global Evolution of Production, Consumption, and the Internet* [J]. *Journal of Consumer Research* 2000, 27(1): 115-122.
- [11] Tuomas A. Peltonen and Ricardo M. Sousa and Isabel S. Vansteenkiste. *Wealth effects in emerging market economies* [J]. *International Review of Economics and Finance*, 2012, 24: 155-166.
- [12] World Bank. *World Development Report 2016: Digital Dividends* [R]. Washington, DC: World Bank, 2016.
- [13] 白重恩, 李宏彬, 吴斌珍. *医疗保险与消费: 来自新型农村合作医疗的证据* [J]. *经济研究*, 2012, 47(02): 41-53.

- [14]程名望, 张家平. 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究, 2019, 36(07): 22-41.
- [15]牡丹清. 互联网助推消费升级的动力机制研究[J]. 经济学家, 2017(03): 48-54.
- [16]杜海涛. 网络经济对我国居民消费的促进作用分析[J]. 现代营销(下旬刊), 2018(08): 15-16.
- [17]段先盛. 中国居民部门消费率的结构分解分析[J]. 经济学家, 2015(04): 29-36.
- [18]范玉贞, 卓德保. 我国电子商务对经济增长作用的实证研究[J]. 工业技术经济, 2010, 29(08): 40-44.
- [19]方福前, 邢炜. 居民消费与电商市场规模的 U 型关系研究[J]. 财贸经济, 2015(11): 131-147.
- [20]韩立岩, 杜春越. 收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异[J]. 经济研究, 2012, 47(S1): 15-27.
- [21]贺达, 顾江. 互联网对农村居民消费水平和结构的影响——基于 CFPS 数据的 PSM 实证研究[J]. 农村经济, 2018(10): 51-57.
- [22]何兴强, 史卫. 健康风险与城镇居民家庭消费[J]. 经济研究, 2014(5): 34-48.
- [23]黄卫东, 岳中刚. 信息技术应用、包容性创新与消费增长[J]. 中国软科学, 2016(05): 163-171.
- [24]江小涓. 高度联通社会中的资源重组与服务业增长[J]. 经济研究, 2017, 52(03): 4-17.
- [25]雷潇雨, 龚六堂. 城镇化对于居民消费率的影响: 理论模型与实证分析[J]. 经济研究, 2014, 49(06): 44-57.
- [26]黎志成, 刘枚莲. 电子商务环境下的消费者行为研究[J]. 中国管理科学, 2002(06): 89-92.
- [27]李涛, 陈斌开. 家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据[J]. 经济研究, 2014, 49(03): 62-75.
- [28]李晓楠, 李锐. 我国四大经济地区农户的消费结构及其影响因素分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2013, 30(09): 89-105.
- [29]刘宏, 马文瀚. 互联网时代社会互动与家庭的资本市场参与行为[J]. 国际金融研究, 2017(03): 55-66.
- [30]刘湖, 张家平. 互联网对农村居民消费结构的影响与区域差异[J]. 财经科学, 2016(04): 80-88.

- [31]潘敏,刘知琪. 居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据[J]. 金融研究, 2018(04): 71-87.
- [32]施炳展. 互联网与国际贸易——基于双边双向网址链接数据的经验分析[J]. 经济研究, 2016, 51(05): 172-187.
- [33]孙浦阳,张靖佳,姜小雨. 电子商务、搜寻成本与消费价格变化[J]. 经济研究, 2017, 52(07): 139-154.
- [34]孙中伟,杨阳,陆相林. 世界互联网网民的空间分布规律与影响因素[J]. 经济地理, 2015, 35(09): 1-7.
- [35]王小华,温涛. 城乡居民消费行为及结构演化的差异研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, 32(10): 90-107.
- [36]王子敏,李婵娟. 中国互联网发展的节能减排影响实证研究: 区域视角[J]. 中国地质大学学报(社会科学版), 2016, 16(06): 54-63+152.
- [37]王茜. “互联网+”促进我国消费升级的效应与机制[J]. 财经论丛, 2016(12): 94-102.
- [38]向玉冰. 互联网发展与居民消费结构升级[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(04): 51-60.
- [39]杨光,吴晓杭,吴芷翹. 互联网使用能提高家庭消费吗?——来自 CFPS 数据的证据[J]. 消费经济, 2018, 34(01): 19-24.
- [40]杨坚争,周涛,李庆子. 电子商务对经济增长作用的实证研究[J]. 世界经济研究, 2011(10): 40-43+88.
- [41]尹世杰. 消费经济学(第二版)[M]北京: 高等教育出版社, 2007.
- [42]张大永,曹红. 家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析[J]. 经济研究, 2012, 47(S1): 53-65.
- [43]张永丽,徐腊梅. 互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查[J]. 中国农村经济, 2019(02): 42-59.
- [44]祝仲坤,冷晨昕. 互联网与农村消费——来自中国社况综合调查的证据[J]. 经济科学, 2017(06): 115-128.
- [45]周冬. 互联网覆盖驱动农村就业的效果研究[J]. 世界经济文汇, 2016(03): 76-90.
- [46]邹红,李奥蕾,喻开志. 消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较[J]. 经济学(季刊), 2013, 12(04): 1231-1254.
- [47]郑博强. 互联网使用、社会互动与居民消费[J]. 江苏商论, 2021(01): 9-12+27.

## 后记

光阴似箭，三年的研究生学习生活将宣告结束。感谢兰州财经大学，给了我如此舒适的学习环境，感谢所有帮助过我的老师和同学们，不仅使我的知识结构和科研能力上了一个得到了提升，更重要的是，学会了独立思考，各方面的素质也得到了提高。

我要衷心感谢我的导师韩君老师，在这次的毕业论文中，从论文选题、开题报告修改、研究框架、以及内容的修改过程给予我悉心、耐心的指导，在这次的毕业论文中，发挥了我在学校学到的文化知识和技能的应用。您精益求精的工作作风是我时刻要求自己，不管是在学习上、还是生活中都对自己严格要求；您渊博的专业知识，严谨的治学态度，使我非常的羡慕，并且在论文写作的过程中严格要求自己语言表达要简洁，章节的内容之间要紧密衔接。将近三年的时间，不管是跟您学东西、还是平常的交谈中，您诲人不倦的高尚师德，严以律己、宽以待人的崇高风范，深深的影响着我，生活中，您更像是朋友，不仅在学习上跟您学到了很多，在做人方面也是，从我写第一篇论文开始，您一直都是细心指导、不厌其烦、在论文题目、甚至是一字一句上面严格检查。

同时感谢父母在我求学生涯中给予我无微不至的关怀，一如既往地支持我、鼓励我，养育之恩，无以为报，您们永远健康快乐是我最大的心愿；还要感谢我的小伙伴们，感谢兰财让我们相遇，在学习上的相互帮助，生活中的相互理解，让我的研究生生活充满了乐趣，特别要感谢杨君珊、袁慎、罗家鑫、杨燕燕、王霞、毛少霞、刘阳、李宪慧、杨鑫环和吴俊珺等同学，三年的时间让我们有了深厚的友谊、感谢你们对我的包容和帮助，祝愿你们前程似锦。